



TUGAS AKHIR - SS141501

**PEMODELAN LOG LINIER DAN REGRESI LOGISTIK
BINER BIVARIAT PADA HASIL MEDICAL CHECK-UP
PEGAWAI NEGERI SIPIL (PNS) INSTITUT
TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER (ITS)**

**DINAR ARIANA VIESTRI
NRP 1309 100 077**

**Dosen Pembimbing
Dr. Purhadi, M.Sc**

**JURUSAN STATISTIKA
Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2015**



FINAL PROJECT - SS141501

**MODELLING OF THE RESULT OF MEDICAL
CHECK-UP PNS SEPULUH NOPEMBER INSTITUTE
OF TECHNOLOGY (ITS) USING LOGLINEAR
ANALYSIS AND BIVARIATE BINARY LOGISTIC
REGRESSION**

**DINAR ARIANA VIESTRI
NRP 1309 100 077**

**Counsellor
Dr. Purhadi, M.Sc**

**DEPARTMENT OF STATISTICS
Faculty of Mathematics and Natural Sciences
Sepuluh Nopember Institute of Technology
Surabaya 2015**

LEMBAR PENGESAHAN

**PEMODELAN LOG LINIER DAN REGRESI LOGISTIK
BINER BIVARIAT HASIL *MEDICAL CHECK-UP*
PEGAWAI NEGERI SIPIL (PNS) INSTITUT
TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER (ITS)**

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat Kelulusan
Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

DINAR ARIANA VIESTRI

NRP. 1309 100 077

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir :

Dr. Purnhadi, M.Sc

NIP. 19620204 198701 1 001

()

Mengetahui,

Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS



Dr. Muhammad Mashuri, MT

NIP. 19620408 198701 1 001

SURABAYA, FEBRUARI 2015

**PEMODELAN LOG LINIER DAN REGRESI LOGISTIK
BINER BIVARIAT PADA HASIL *MEDICAL CHECK-UP*
PEGAWAI NEGERI SIPIL (PNS) INSTITUT
TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER (ITS)**

Nama Mahasiswa : Dinar Ariana Viestri
NRP : 1309100077
Jurusan : S-1 Statistika
Pembimbing : Dr. Purhadi, M.Sc

Abstrak :

Dengan melakukan cek kesehatan secara periodik, bisa diketahui kondisi kesehatan pribadi secara detail dan apabila terjadi kelainan, akan ada tindakan antisipatif sedini mungkin sebelum kelainan tersebut menjadi semakin parah, sehingga menjadi penting untuk melakukan analisis mengenai hasil medical check-up. Data yang digunakan adalah data medical check-up PNS ITS Tahun 2013/2014. Pada penelitian ini dilakukan pemodelan menggunakan analisis log linier dan regresi logistik biner bivariat. PNS ITS yang melakukan medical check-up terdiri dari laki-laki sebesar 76%, dan perempuan sebesar 24%. Banyaknya dosen sebesar 56,1% sedangkan karyawan 43,9%. Pada latar belakang pendidikannya, pendidikan terakhir S2 menempati urutan terbanyak sebesar 31,5%. Pada analisis log linier menunjukkan adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan glukosa darah, hematologi dengan profil lemak, hematologi dengan fungsi ginjal, urin dengan glukosa darah, fungsi liver dengan fungsi ginjal, fungsi liver dengan glukosa darah, profil lemak dengan fungsi ginjal, profil lemak dengan glukosa darah, fungsi ginjal dengan glukosa darah. Sehingga model log linier yang terbentuk merupakan model jenuh (saturated). Pada analisis regresi logistik biner bivariat, variabel asam urat mempengaruhi probabilitas kesehatan PNS ITS dengan Fungsi Ginjal normal dan Glukosa Darah normal, Fungsi Ginjal tidak normal dan Glukosa Darah normal, Fungsi Ginjal normal dan Glukosa Darah tidak normal, Fungsi Ginjal tidak normal dan Glukosa Darah tidak normal.

Kata Kunci: *log linier, regresi logistik biner bivariat, medical check-up, PNS ITS*

MODELLING OF THE RESULT OF MEDICAL CHECK-UP PNS SEPULUH NOPEMBER INSTITUTE OF TECHNOLOGY (ITS) USING LOGLINEAR ANALYSIS AND BIVARIATE BINARY LOGISTIC REGRESSION

Name : Dinar Ariana Viestri
NRP : 1309100077
Department : S-1 Statistika
Counsellor : Dr. Purhadi, M.Sc

Abstract :

By doing periodic health check-ups, personal health condition can be known in detail and in case of abnormality, there will be an anticipatory action as early as possible before the disorder becomes more severe, so it is important to perform an analysis of the results of medical check-ups. The data used is the medical check-up PNS ITS year 2013/2014. In this research, modeling using a log linear analysis and bivariate binary logistic regression. ITS civil servants who do medical check-up consists of men by 76%, and 24% women. The number of lecturers of 56.1% while 43.9% of employees. In the educational background, S2 highest ranks of 31.5%. In the log linear analysis showed an association between kidney function variables with blood glucose, lipid profile with hematology, hematology with kidney function, urine with blood glucose, liver function with kidney function, liver function with blood glucose, lipid profile with kidney function, lipid profile with blood glucose. So the log linear models that form a saturated models. In bivariate binary logistic regression analysis, the uric acid variables affecting the probability of health of PNS ITS, with normal kidney function and normal blood glucose, abnormal kidney function and normal blood glucose, normal kidney function and abnormal blood glucose, abnormal kidney function and abnormal blood glucose.

Keywords: *log linear, bivariate binary logistic regression, medical check-up, PNS ITS*

KATA PENGANTAR

Puji syukur kepada Allah swt atas segala kuasaNYA sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul: **Pemodelan Log Linier Dan Regresi Logistik Biner Bivariat Hasil *Medical Check-Up* Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)**. Penelitian ini tidak akan terselesaikan tanpa bantuan dan dukungan semua pihak, untuk itu penulis mengucapkan terima kasih kepada :

1. Bapak Dr. Purhadi, M.Sc selaku dosen pembimbing atas bimbingan dan arahan yang diberikan hingga dapat menyelesaikan tugas akhir ini dengan baik.
2. Bu Dr. Santi Wulan Purnami, M.Si dan Bu Ir. Sri Pingit Wulandari, M.Si selaku dosen penguji atas arahan yang diberikan dalam penyelesaian tugas akhir.
3. Bapak Prof. Dr. Nur Iriawan, M.Ikom., Ph.D yang telah memberikan bimbingan dan bantuan untuk menyelesaikan tugas akhir ini.
4. Bu Dr. Irhamah S.Si., M.Si dan Bu Dra. Lucia Aridinanti, MT yang telah memberi arahan selama belajar di Statistika ITS.
5. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT yang telah memberi dukungan kegiatan akademik maupun non akademik.
6. Bapak dan ibu dosen Jurusan Statistika yang telah mendidik dan berbagi ilmu dengan penuh keikhlasan.
7. Ibu dan bapak penulis, terimakasih atas kesabaran dan doa yang senantiasa terucap di tiap malamnya.
8. Kakak dan para sahabat yang senantiasa memberikan doa dan dukungan.
9. Semua mahasiswa Jurusan Statistika ITS dan semua pihak yang telah memberikan bantuan.

Penulis menyadari bahwa masih terdapat kekurangan dalam penyusunan buku tugas akhir ini. Oleh karena itu saran

dan kritik yang membangun sangat penulis harapkan. Akhirnya, semoga hasil penelitian ini dapat memberikan manfaat terhadap perkembangan ilmu statistika.

Surabaya, Februari 2015

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	iii
ABSTRAK	v
ABSTRACT	vi
KATA PENGANTAR	vii
DAFTAR ISI	ix
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
 BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Perumusan Masalah	4
1.3 Tujuan Penelitian	5
1.4 Manfaat Penelitian	5
1.5 Batasan Masalah	5
 BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Statistika Deskriptif	7
2.2 Tabel Kontingensi	7
2.3 Uji Independensi	9
2.4 Model Log Linier	10
2.4.1 Uji <i>Goodness of Fits</i>	11
2.4.2 Uji K-Way	12
2.4.3 Uji Asosiasi Parsial	13
2.5 Regresi Logistik Biner Bivariat	13
2.5.1 Distribusi Multinomial	14
2.5.2 Model Regresi Logistik Biner Bivariat	15

2.5.3 <i>Maximum Likelihood Estimation (MLE)</i>	17
2.5.4 Metode Newton-Raphson	20
2.5.5 Metode <i>Likelihood Ratio Test (LRT)</i>	25
2.5.6 Penaksiran Parameter Model Regresi Biner Bivariat	29
2.5.7 Pengujian Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat	46
2.6 Pemeriksaan Kesehatan (<i>Medical Check-Up</i>)	48

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data	57
3.2 Variabel Penelitian	57
3.2.1 Variabel Penelitian Pada Analisis Log Linier	57
3.2.2 Variabel Penelitian Pada Regresi Logistik Biner Bivariat	58
3.3 Definisi Operasional Variabel	59
3.4 Metode Analisa Data	61
3.4.1 Metode Analisa Data Pada Analisis Log Linier	57
3.4.2 Metode Analisa Data Pada Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat	57

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Statistika Deskriptif	63
4.2 Tabulasi Silang 2 Dimensi	66
4.3 Uji Independensi	70
4.4 Analisis Log Linier	71
4.4.1 Analisis Log Linier Pada Hematologi dan Profil Lemak	71
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Hematologi dan Fungsi Ginjal	74
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Urin dan Glukosa	76

4.4.2 Analisis Log Linier Pada Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	79
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Fungsi Liver dan Glukosa Darah	82
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Profil Lemak dan Fungsi Ginjal	85
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Profil Lemak dan Glukosa Darah	87
4.4.2 Analisis Log Linier Pada Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	90
4.5 Regresi Logistik Biner Bivariat	93
4.5.1 Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat Secara Parsial	93
4.5.2 Interpretasi Model Akhir	96
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	
5.1 Kesimpulan	99
5.2 Saran	100
DAFTAR PUSTAKA	101
LAMPIRAN	105
BIODATA PENULIS	133

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1	Struktur Sel Tabel Kontingensi Dua Dimensi	8
Tabel 2.2	Probabilitas dan Pengamatan Biner Bivariat	15
Tabel 2.3	Limit Nilai Normal MCU Hematologi Lengkap	51
Tabel 2.4	Limit Nilai Normal MCU Urin Lengkap	52
Tabel 2.5	Limit Nilai Normal MCU Fungsi Liver	52
Tabel 2.6	Limit Nilai Normal MCU Profil Lemak	54
Tabel 2.7	Limit Nilai Normal MCU Fungsi Ginjal	55
Tabel 2.8	Limit Nilai Normal MCU Glukosa Darah	56
Tabel 2.9	Limit Nilai Normal MCU Tekanan Darah	56
Tabel 3.1	Variabel Penelitian Analisis Log Linier	57
Tabel 3.2	Variabel Penelitian Analisis Log Linier (Lanjutan)	58
Tabel 3.3	Variabel Penelitian Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat	58
Tabel 3.4	Variabel Penelitian Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat (Lanjutan)	59
Tabel 4.1	Karakteristik Indikator Kesehatan PNS ITS yang Melakukan <i>Medical Check-Up</i>	63
Tabel 4.2	Karakteristik PNS ITS yang Melakukan <i>Medical Check-Up</i>	64
Tabel 4.3	Nilai Mean, Max, Min, Varian pada Variabel Bebas Umur, Lama Kerja, dan Asam Urat	66
Tabel 4.4	<i>Crosstab</i> Profil Lemak dan Hematologi	66

Tabel 4.5	<i>Crosstab</i> Fungsi Ginjal dan Hematologi	67
Tabel 4.6	<i>Crosstab</i> Urin Lengkap dan Glukosa Darah	67
Tabel 4.7	<i>Crosstab</i> Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	68
Tabel 4.8	<i>Crosstab</i> Fungsi Liver dan Glukosa Darah	68
Tabel 4.9	<i>Crosstab</i> Profil Lemak dan Fungsi Ginjal	69
Tabel 4.10	<i>Crosstab</i> Profil Lemak dan Glukosa Darah	69
Tabel 4.11	<i>Crosstab</i> Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	69
Tabel 4.12	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Profil Lemak dan Hematologi	71
Tabel 4.13	<i>K-Way Effects</i> Profil Lemak dan Hematologi	72
Tabel 4.14	Asosiasi Parsial Profil Lemak dan Hematologi	73
Tabel 4.15	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Fungsi Ginjal dan Hematologi	74
Tabel 4.16	<i>K-Way Effects</i> Fungsi Ginjal dan Hematologi	74
Tabel 4.17	Asosiasi Parsial Fungsi Ginjal dan Hematologi	75
Tabel 4.18	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Urin Lengkap dan Glukosa Darah	76
Tabel 4.19	<i>K-Way Effects</i> Urin Lengkap dan Glukosa Darah	77
Tabel 4.20	Asosiasi Parsial Urin Lengkap dan Glukosa Darah	78
Tabel 4.21	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	79

Tabel 4.22	<i>K-Way Effects</i> Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	80
Tabel 4.23	Asosiasi Parsial Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	81
Tabel 4.24	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Fungsi Liver dan Glukosa Darah	82
Tabel 4.25	<i>K-Way Effects</i> Fungsi Liver dan Glukosa Darah	83
Tabel 4.26	Asosiasi Parsial Fungsi Liver dan Glukosa Darah	83
Tabel 4.27	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Profil Lemak dan Fungsi Ginjal	85
Tabel 4.28	<i>K-Way Effects</i> Profil Lemak dan Fungsi Ginjal	86
Tabel 4.29	Asosiasi Parsial Profil Lemak dan Fungsi Ginjal	86
Tabel 4.30	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Profil Lemak dan Glukosa Darah	88
Tabel 4.31	<i>K-Way Effects</i> Profil Lemak dan Glukosa Darah	88
Tabel 4.32	Asosiasi Parsial Profil Lemak dan Glukosa Darah	89
Tabel 4.33	<i>K-Way and Higher-Order Effects</i> Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	90
Tabel 4.34	<i>K-Way Effects</i> Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	91
Tabel 4.35	Asosiasi Parsial Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	92
Tabel 4.36	Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat Secara Parsial Pada Variabel Usia, Lama Kerja, dan Asam Urat	94

DAFTAR GAMBAR

Gambar 4.1	Status Pekerjaan dan Pendidikan Terakhir PNS ITS yang Melakukan <i>Medical Check-Up</i>	65
------------	---	----

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1	<i>Cross Tabulation</i> Lengkap Tabel 4.1	105
Lampiran 2	<i>Cross Tabulation</i> Lengkap Tabel 4.1 (Lanjutan 1)	106
Lampiran 3	<i>Cross Tabulation</i> Lengkap Tabel 4.1 (Lanjutan 2)	107
Lampiran 4	Tabel Kontingensi Hematologi dan Profil Lemak	107
Lampiran 5	Tabel Kontingensi Hematologi dan Fungsi Ginjal	108
Lampiran 6	Tabel Kontingensi Urin Lengkap dan Glukosa Darah	108
Lampiran 7	Tabel Kontingensi Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	109
Lampiran 8	Tabel Kontingensi Fungsi Liver dan Glukosa Darah	110
Lampiran 9	Tabel Kontingensi Fungsi Ginjal dan Profil Lemak	111
Lampiran 10	Tabel Kontingensi Glukosa Darah dan Profil Lemak	111
Lampiran 11	Tabel Kontingensi Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	112
Lampiran 12	Uji Independensi Lengkap antar Indikator Kesehatan pada Tabel 4.12	113
Lampiran 13	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Hematologi dan Profil Lemak	114
Lampiran 14	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Hematologi dan Fungsi Ginjal	115

Lampiran 15	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Urin Lengkap dan Glukosa Darah	116
Lampiran 16	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal	117
Lampiran 17	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Fungsi Liver dan Glukosa Darah	118
Lampiran 18	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Fungsi Ginjal dan Profil Lemak	119
Lampiran 19	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Glukosa Darah dan Profil Lemak	121
Lampiran 20	Output SPSS.20 pada Analisis Log Linear Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah	122
Lampiran 21	Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Usia	123
Lampiran 22	Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Lama Kerja	124
Lampiran 23	Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Asam Urat	124

Lampiran 24	Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Pendidikan Terakhir	125
Lampiran 25	Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Tekanan Darah	125
Lampiran 26	Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Usia (R 3.1.2)	125
Lampiran 27	Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Lama Kerja (R 3.1.2)	126
Lampiran 28	Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Asam Urat (R 3.1.2)	127
Lampiran 29	Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Pendidikan Terakhir (R 3.1.2)	128
Lampiran 30	Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Tekanan Darah (R 3.1.2)	129

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Dalam berbagai bidang, ilmu statistika semakin menunjukkan perannya dalam memberikan analisis yang mendalam. Begitu halnya dalam bidang kesehatan. Berbagai metode statistika dan pengembangannya turut berperan dalam pengembangan ilmu kedokteran. Dari metode yang begitu sederhana seperti halnya statistika deskriptif hingga metode-metode lain yang lebih berkembang. Beberapa metode statistika yang populer di kalangan medis adalah metode regresi logistik dan log linier.

Pada penuturan (Zuroidah, 2008) metode regresi merupakan prosedur statistika yang berkenaan dengan penggambaran hubungan antara variabel-variabel penelitian, yaitu variabel respon dengan variabel bebas. Ada bermacam model regresi tergantung pada struktur atau skala pengukuran data yang akan dianalisis. Untuk regresi linier klasik misalnya, variabel respon berskala interval, sedangkan apabila respon berskala nominal atau ordinal, metode analisis regresi yang tepat digunakan adalah regresi logistik. Model regresi logistik dengan variabel respon mempunyai dua kategori dikenal dengan model regresi logistik biner.

Salah satu perkembangan dalam metode statistika adalah model regresi logistik univariat yang berkembang menjadi model regresi logistik bivariat, dan kemudian analisis multivariat. Hal tersebut tidak lain merupakan tuntutan dalam pengembangan penelitian. Pada model regresi logistik biner bivariat, terdapat dua variabel respon dengan masing-masingnya berjenis diskrit dan berkategori biner.

(McDonald, 1993) mendapatkan parameter pada model regresi logistik biner bivariat dengan tiga metode yaitu, *Independence*

Estimation Equation (IEE), Generalized Estimation Equation (GEE), dan Maximum Likelihood Estimation (MLE).

(Darda & Ali, 2009) menggunakan metode regresi logistik biner bivariat untuk mengidentifikasi nilai kovarian dan odd rasio. Data yang digunakan merupakan data survey berkelanjutan pada tahun 2002-2005 yang berkonsentrasi pada pengembangan pertanian dan mutu makanan di Afrika.

Penelitian menggunakan regresi logistik biner bivariat juga dilakukan (Fitriany, 2014). Tujuan penelitian yang dilakukan untuk mengetahui karakteristik anak autisme yang mempengaruhi keberhasilan terapi ABA pada komunikasi verbal dan hubungan dengan orang lain. Penelitian dilakukan pada tujuh variabel karakteristik anak autisme yang diduga mempunyai pengaruh terhadap keberhasilan terapi ABA. Variabelnya adalah jenis kelamin anak, usia awal terapi, penghasilan orang tua, faktor diet, faktor obat, faktor keteraturan terapi, dan faktor peran orang tua. Hasil dari penelitian tersebut menunjukkan bahwa dari ketujuh variabel karakteristik anak autisme, hanya terdapat satu variabel yang berpengaruh secara serentak terhadap keberhasilan terapi ABA pada komunikasi verbal dan hubungan dengan orang lain, yaitu variabel usia awal terapi.

Seperti halnya metode regresi logistik biner bivariat, metode log linier juga memiliki peran penting dalam perkembangan berbagai aspek kehidupan. Metode ini menunjukkan hubungan antar kategori yang memiliki skala pengukuran nominal atau ordinal. Dengan menggunakan model log linier bisa diketahui secara pasti kelas yang menimbulkan asosiasi. Beberapa penelitian yang menggunakan metode ini diantaranya adalah (Rosalia, 2011) untuk mengetahui kecenderungan perilaku anak jalanan binaan di Surabaya.

Seperti halnya sebuah quote *“healthy choice is new way of enjoying life to the fullest”*, nampaknya kesehatan adalah hal terpenting dalam kehidupan. Sehingga, berbagai cara dilakukan agar kondisi badan senantiasa berada dalam kondisi sehat. Menjaga pola hidup sehat adalah jalan terbaik seperti rutin berolah raga,

menghindari rokok, tidak minum alkohol dan sebagainya. Lebih baik lagi apabila mengetahui tingkat kesehatan dengan cek kesehatan secara periodik. Dengan melakukan cek kesehatan secara periodik, bisa diketahui kondisi kesehatan pribadi secara detail dan apabila terjadi kelainan, akan ada tindakan antisipatif sedini mungkin sebelum kelainan tersebut menjadi semakin parah.

Hampir 10-15% dari anggaran kesehatan nasional di Amerika Serikat terpakai untuk pemeriksaan laboratorium (Sacher & McPherson, 2002). Informasi laboratorium dapat digunakan untuk mendiagnosis atau memastikan suatu diagnosis awal yang dibuat berdasarkan riwayat penyakit dan pemeriksaan fisik. Manfaat terbesar dari cek kesehatan adalah memberikan gambaran nyata akan kondisi terkini dari kesehatan seseorang. Selain itu, sarana ini dapat diunggulkan untuk deteksi dini penyakit-penyakit keganasan, kardiovaskuler, dan degeneratif serta untuk memantau perkembangan penyakit kronis (Rumah Sakit Pusat Pertamina, 2014). Hal ini menjadikan *medical check up* pegawai diperlukan bagi suatu instansi, karena dengan kualitas kesehatan prima, dapat dicapai produktivitas kerja yang tinggi.

Saat ini banyak tenaga kerja baik pegawai negeri maupun swasta telah mendapatkan hak untuk menjalani pemeriksaan kesehatan atas biaya kantor, sedangkan bagi keluarga yang tidak menjadi tanggungan tempat kerjanya dalam hal pemeriksaan kesehatan, banyak yang telah melakukan pemeriksaan kesehatan atas biaya sendiri. Hal ini didasari Peraturan Menteri Tenaga Kerja dan Transmigrasi No. Per. 02/Men/1980 Pasal 3 Ayat (2) yang mewajibkan Perusahaan untuk memeriksakan kesehatan pegawainya setiap tahun sekali yang disebut pemeriksaan kesehatan berkala.

Sebagai institusi yang semakin berkembang dengan visinya untuk menjadi perguruan tinggi dengan reputasi internasional dalam ilmu pengetahuan, teknologi, dan seni, terutama yang menunjang industri dan kelautan yang berwawasan lingkungan, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) juga mengambil peran dalam hal kesehatan pegawainya. Adanya visi dan misi yang besar,

mengharuskan kerjasama dari berbagai elemen konstitusi. Terlebih dosen dan karyawan yang berperan sebagai pemberi layanan pendidikan. Hal ini berarti institusi harus memberikan perhatian yang lebih besar terhadap sumber daya manusia, termasuk dalam hal kesehatan, sehingga diharapkan hal itu dapat meningkatkan produktivitas kerja. Kondisi saat ini, data-data hasil *medical check-up* dibiarkan apa adanya tanpa dilakukan analisis lebih lanjut. Untuk itu dilakukan penelitian ini dengan harapan hasil *medical check-up* yang ada dapat memberikan *review* lebih lanjut bagi peningkatan produktivitas kerja.

Penelitian terdahulu yang mengkaji hasil *medical check-up* PNS ITS dilakukan oleh (Firdhani, 2013) yang bertujuan untuk melakukan pengelompokan PNS berdasarkan indikator kesehatan, sehingga diperoleh informasi kelompok PNS mana saja yang perlu diperhatikan dan diberikan perlakuan khusus untuk meningkatkan kesehatannya. Selanjutnya penelitian ini akan menganalisis keterkaitan antar variabel dalam indikator kesehatan dan mengkaji pengaruh variabel bebas, seperti usia dan lama kerja, pada kesehatan PNS ITS dengan menggunakan analisis log linier dan regresi logistik biner bivariat.

1.2 Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dipaparkan pada point (1.1), permasalahan yang akan dibahas dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut.

1. Bagaimana karakteristik Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) ?
2. Bagaimana pemodelan kesehatan Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) menurut indikator kesehatan dengan menggunakan analisis log linier ?
3. Bagaimana pemodelan kesehatan Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) menurut

indikator kesehatan dengan menggunakan regresi logistik biner bivariat ?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan permasalahan yang telah dipaparkan pada point (1.2), maka tujuan dari penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Untuk mengetahui karakteristik Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS).
2. Untuk mendapatkan pemodelan log linier pada hasil *Medical Check-Up* Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS).
3. Untuk mendapatkan pemodelan regresi logistik biner bivariat pada hasil *Medical Check-Up* Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS).

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang dapat diperoleh dari penelitian ini adalah menghasilkan model log linier dan regresi logistik biner bivariat terkait hubungan antara Indikator Kesehatan dengan Usia, Lama Kerja, dan Pendidikan Terakhir, Asam Urat, dan Tekanan Darah dari hasil *Medical Check-Up* Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Hasil penelitian dapat digunakan sebagai acuan terkait kebijakan kesehatan di lingkungan kampus ITS serta sebagai pengembangan ilmu statistika di bidang kesehatan.

1.5 Batasan Masalah

Batasan yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Objek penelitian adalah Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) yang melakukan *Medical Check-Up* 2013/2014.
2. Metode analisis yang digunakan adalah Metode Log Linier dan Regresi Logistik Biner Bivariat.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif merupakan metode statistika yang digunakan dalam keperluan meringkas dan menggambarkan ciri yang menonjol dari data (Bhattacharyya & Johnson, 1977). Menurut Santoso, Statistika deskriptif merupakan proses pengumpulan dan peringkasan data, serta upaya untuk menggambarkan berbagai karakteristik yang penting pada data yang telah terorganisasikan tersebut (Santoso, 2003). Sehingga metode ini hanya menjelaskan informasi dari data, bisa dalam bentuk ukuran pemusatan, ukuran penyebaran Tabel ataupun diagram, tanpa mengambil kesimpulan dari data tersebut.

Beberapa macam ukuran statistik digunakan dalam menjelaskan data. Sebagai suatu ukuran, statistik mendefinisikan pusat sekelompok data sehingga disebut ukuran pemusatan. Sementara ukuran yang lain mengukur keragaman antar pengamatan, oleh karena itu digolongkan sebagai ukuran keragaman. Mean dan modus termasuk dalam ukuran pemusatan, sedangkan varian tergolong dalam ukuran keragaman.

2.2 Tabel Kontingensi

Tabel kontingensi atau yang sering disebut tabulasi silang (*cross tabulation* atau *cross classification*) adalah tabel yang berisi data jumlah atau frekuensi atau beberapa klasifikasi (kategori). *Cross tabulation* yaitu suatu metode statistik yang menggambarkan dua atau lebih variabel secara simultan dan hasilnya ditampilkan

dalam bentuk tabel yang merefleksikan distribusi bersama dua atau lebih variabel dengan jumlah kategori yang terbatas (Agresti, 1990). Metode *cross tabulation* dapat menjawab hubungan antara dua atau lebih variabel penelitian tetapi bukan hubungan sebab akibat. Semakin bertambah jumlah variabel yang di tabulasikan maka semakin kompleks interpretasinya. Keuntungan Menggunakan *Cross Tabulation* adalah sebagai berikut.

1. Mudah diinterpretasikan dan dimengerti oleh si pengambil keputusan yang tidak mengerti statistik.
2. Kejelasan informasi dapat mempermudah si pengambil keputusan untuk melakukan sesuatu dengan benar.
3. Dapat menginformasikan fenomena-fenomena yang ada secara lebih kompleks daripada hanya menggunakan analisis variabel secara terpisah.

Dua Variabel *Cross Tabulation*, dapat disebut sebagai *bivariate cross tabulation*. Isi sel dari tabelnya dapat berupa *count* ataupun persentase kolom maupun baris tergantung variabel mana yang menjadi variabel independennya. Jika variabel independennya pada kolom maka prosentasenya ke arah kolom. Apabila dua variabel tidak berposisi sebagai variabel independen maupun dependen maka lebih baik menggunakan total prosentase (Wulandari, Salamah, & Susilaningrum, 2009).

Tabel 2.1 Struktur Sel Tabel Kontingensi Dua Dimensi

	Y_1	Y_2	...	Y_J	Total
X_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1J}	n_{1+}
X_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2J}	n_{2+}
\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
X_I	n_{I1}	n_{I2}	...	n_{IJ}	n_{I+}
Total	n_{+1}	n_{+2}	...	n_{+J}	n_{++}

dimana:

n_{IJ} = jumlah pengamatan pada baris ke-i kolom ke-j

n_{I+} = jumlah pengamatan pada baris ke-i, $i=1,2,...,I$

n_{+j} = jumlah pengamatan pada kolom ke-j, $j=1,2,...,J$

n_{++} = jumlah seluruh pengamatan

Pada tabel kontingensi, masing-masing sel harus memenuhi syarat sebagai berikut (Fiendberg, 1976).

- Homogen.
- Mutually Exclusive* dan *Mutually Exhaustive*.
- Skala pengukuran nominal atau ordinal.

Bentuk Tabel kontingensi dua dimensi dengan variabel X terdiri dari i kategori (i buah baris) dan variabel Y terdiri dari j kategori (j buah kolom), dapat dilihat pada Tabel 2.1.

2.3 Uji Independensi

Analisis log linier dilandasi pada data kategorik yang disajikan dalam bentuk Tabel kontingensi. Untuk mengetahui asosiasi antar kategori dilakukan uji kebebasan menggunakan statistik uji χ^2 . Berlandaskan Tabel kontingensi dua dimensi, hipotesis yang melandasi pengujian asosiasi adalah:

H_0 : tidak ada asosiasi antar kategori

H_1 : kedua kategori berasosiasi

(Pearson, 1900) mengajukan statistik uji χ^2 :

$$Q_{hitung} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(n_{ij} - m_{ij})^2}{m_{ij}} \quad (2.1)$$

dengan: $m_{ij} = \frac{n_{i+}n_{+j}}{n_{++}}$.

Tolak H_0 jika:

$$Q_{hitung} > \chi^2_{((I-1)(J-1), \alpha)}$$

Uji χ^2 menuntut frekuensi-frekuensi yang diharapkan tidak boleh terlalu kecil. (Wayne, 1998) mengatakan untuk uji χ^2 dengan db yang lebih besar dari satu, lebih dari 20% selnya harus mempunyai frekuensi yang diharapkan lebih dari lima dan tidak satu sel pun boleh memiliki frekuensi yang diharapkan kurang dari satu. Jika persyaratan tersebut tidak terpenuhi, maka harus

dilakukan penggabungan kategori-kategori yang berdekatan. Setelah dilakukan penggabungan dan kurang dari 20% sel-sel itu memiliki frekuensi yang diharapkan kurang dari lima, pengujian bisa dilanjutkan dengan uji χ^2 .

2.4 Model Log Linear

Merupakan hubungan antar kategori yang memiliki skala pengukuran nominal atau ordinal. Dengan menggunakan model log linier bisa diketahui secara pasti kelas yang menimbulkan asosiasi. Pada Tabel kontingensi dua dimensi terdiri dari dua faktor, yaitu faktor I sebagai faktor baris dan faktor J sebagai faktor kolom. Jika faktor ini independen, maka peluang pengamatan $\pi_{ij} = \pi_{i+}\pi_{+j}$ dimana $i = 1, 2, \dots, I$ dan $j = 1, 2, \dots, J$. Dengan frekuensi harapan $m_{ij} = n\pi_{ij} = n\pi_{i+}\pi_{+j}$, untuk semua i dan j . Dapat dikonsep model loglinier menggunakan m_{ij} daripada π_{ij} , sehingga dapat digunakan model sampling poisson untuk N jumlah sel dengan ekspektasi m_{ij} .

Model log linier independen untuk Tabel kontingensi dua dimensi adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \log n + \log \pi_{i+} + \log \pi_{+j} \quad (2.2)$$

Logaritma frekuensi harapan untuk sel (i,j) adalah penjumlahan fungsi dari efek i baris dan j kolom. Dinyatakan variabel baris oleh X dan variabel kolom oleh Y . Persamaan (2.2) sama nilainya dengan persamaan (2.3) sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y \quad (2.3)$$

$$\lambda_i^X = \log \pi_{i+} - (\sum \log \pi_{i+})/I$$

$$\lambda_j^Y = \log \pi_{+j} - (\sum \log \pi_{+j})/J$$

$$\mu = \log n + (\sum \log \pi_{i+})/I + (\sum \log \pi_{+j})/J$$

Sehingga parameter λ_i^X dan λ_j^Y memenuhi :

$$\sum \lambda_i^X = \sum \lambda_j^Y = 0$$

Dalam model (2.3), μ menunjukkan efek rata-rata secara umum, λ_i^X menunjukkan efek utama kategori ke-i variabel X, λ_j^Y menunjukkan efek utama kategori ke-j variabel Y. Apabila ada dependensi antara kedua variabel, dengan nilai $m_{ij} > 0$ dan dimisalkan $\eta_{ij} = \log m_{ij}$. Maka :

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_{ij}^{XY} \quad (2.4)$$

$$\eta_{i.} = \frac{\sum_j \eta_{ij}}{J}, \eta_{.j} = \frac{\sum_i \eta_{ij}}{I}, \text{ dan } \eta_{..} = \frac{\sum_i \sum_j \eta_{ij}}{IJ}$$

$$\lambda_i^X = \eta_{i.} - \eta_{..}, \lambda_j^Y = \eta_{.j} - \eta_{..}, \text{ dan } \lambda_{ij}^{XY} = \eta_{ij} - \eta_{i.} - \eta_{.j} + \eta_{..}$$

Model (2.4) disebut model *saturated* (jenuh). Selanjutnya dicari nilai derajat bebasnya (*df*). Derajat bebas adalah banyaknya sel dikurangi dengan banyaknya parameter yang diestimasi. Untuk model independen (2.3), merupakan kasus khusus dari model jenuh (2.4) dimana $\lambda_{ij}^{XY} = 0$. Jumlah parameter yang diestimasi adalah $1+(I-1)+(J-1)$. Sehingga untuk model independen, mempunyai derajat bebas sebagai berikut.

$$\begin{aligned} df &= IJ - [1 + ((I-1) + (J-1))] = IJ - I - J + 1 \\ &= (I-1)(J-1) \end{aligned}$$

2.4.1 Uji *Goodness of Fit*

Manfaat dari *Goodness of Fit Statistics* adalah untuk membandingkan atau menentukan ada atau tidaknya jarak antara observasi dan model. Untuk menguji hipotesis pada tiap model digunakan *Pearson Chi Square* (χ^2) atau *Likelihood Ratio Test* (G^2) sebagai berikut.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(n_{ij} - m_{ij})^2}{m_{ij}} \quad (2.5)$$

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J n_{ij} \log \left(\frac{n_{ij}}{m_{ij}} \right) \quad (2.6)$$

2.4.2 Uji K – Way

Uji K – Way ada dua macam, yaitu sebagai berikut.

1. Pengujian interaksi pada derajat K atau lebih sama dengan nol.

Uji ini didasarkan pada hipotesis bahwa efek order ke-K dan yang lebih tinggi sama dengan nol. Pada model log linier hipotesisnya sebagai berikut.

Untuk K=2

H_0 : Efek order ke-2 = 0

H_1 : Efek order ke-2 \neq 0

Untuk K=1

H_0 : Efek order ke-1 dan yang lebih tinggi = 0

H_1 : Efek order ke-1 dan yang lebih tinggi \neq 0

2. Pengujian interaksi pada derajat K sama dengan nol.

Uji ini didasarkan pada hipotesis bahwa efek order ke-K dan sama dengan nol. Pada model log linier hipotesisnya sebagai berikut.

Untuk K=1

H_0 : Efek order ke-1 = 0

H_1 : Efek order ke-1 \neq 0

Untuk K=2

H_0 : Efek order ke-2 = 0

H_1 : Efek order ke-2 \neq 0

Statistik uji yang digunakan adalah Likelihood Ratio Test (G^2). Kriteria penolakan $G^2 > \chi^2_{(db,\alpha)}$, maka tolak H_0 .

2.4.3 Uji Asosiasi Parsial

Pengujian ini mempunyai tujuan untuk menguji semua parameter yang mungkin dari suatu model lengkap baik untuk satu variabel bebas maupun untuk hubungan ketergantungan beberapa variabel yang merupakan parsial dari suatu model lengkap. Hipotesisnya adalah sebagai berikut.

H_0 : Efek interaksi antara variabel 1 dan variabel 2 = 0

$H_1 : \overline{H_0}$

H_0 : Efek Variabel 1 = 0

$H_1 : \overline{H_0}$

H_0 : Efek variabel 2 = 0

$H_1 : \overline{H_0}$

Statistik uji yang digunakan adalah Partial Chi Square dengan kriteria penolakan Partial Chi Square $> \chi^2_{(db,\alpha)}$ maka tolak H_0 .

2.5 Regresi Logistik Biner Bivariat

Analisis Regresi menyatakan hubungan antara variabel tak bebas dengan variabel bebas. Variabel tak bebas atau sering disebut juga variabel respon, biasa dinotasikan dengan y , sedangkan variabel bebas (prediktor) dinotasikan dengan x . Tujuan analisis regresi adalah untuk memperkirakan nilai rata-rata dari variabel tak bebas (respon) bila nilai variabel prediktor telah diketahui. Secara matematis dapat dituliskan sebagai $Y = f(x)$ yang berarti Y adalah fungsi x .

Model regresi logistik biner digunakan jika variabel responnya (Y) merupakan variabel dikotomous/biner atau bila variabel respon menghasilkan dua kategori bernilai 0 atau 1. Apabila variabel Y menghasilkan dua kategori maka variabel respon tersebut mengikuti distribusi Bernoulli. Fungsi probabilitas distribusi Bernoulli, yaitu:

$$f(y_i) = \pi_i^{y_i} (1 - \pi_i)^{1-y_i}, y_i = 0, 1 \quad (2.7)$$

Dengan p_i adalah probabilitas kejadian ke- i pada y_i . Jika $y_i = 0$, maka $f(y_i) = 1 - \pi_i$ dan jika $y_i = 1$, maka $f(y_i) = \pi_i$.

Pada model regresi logistik tujuan menganalisa respon biner adalah untuk memperoleh hubungan antara peubah bebas x dengan p_i (probabilitas kejadian yang diakibatkan oleh x). Karena itu model yang digunakan dalam regresi logistik ini nilai fungsinya berkisar antara 0 dan 1 yang dapat diperoleh dengan menggunakan fungsi logistik. Berapapun nilai x apabila disubstitusikan ke dalam fungsi logistik hasilnya akan selalu dalam interval antara 0 dan 1. Dengan $q(x)$ bernilai 0 dan 1 berturut-turut untuk nilai x mendekati $-\infty$ dan ∞ . Bentuk persamaan model regresi logistik adalah sebagai berikut.

$$\pi(x) = \frac{\exp(\alpha + \beta x)}{1 + \exp(\alpha + \beta x)} \quad (2.8)$$

Model tersebut ditransformasi dengan transformasi logit, sehingga diperoleh fungsi logit yang linier dalam parameter-parameternya. Model transformasi logit yaitu sebagai berikut (Agresti, 2007).

$$\text{logit}[\pi(x)] = \log \left[\frac{\mu(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \alpha + \beta x \quad (2.9)$$

2.5.1 Distribusi Multinomial

Beberapa percobaan memiliki lebih dari dua hasil yang mungkin. Apabila percobaan tersebut independen dengan probabilitas kategori yang sama pada masing-masing percobaan, distribusi pada jumlah di kategori yang mungkin tersebut merupakan distribusi multinomial.

Dimisalkan c merupakan nilai dari kategori yang dihasilkan. Probabilitasnya dapat ditunjukkan oleh $\{\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_c\}$, dimana $\sum_j \pi_j = 1$. Untuk n observasi independen, probabilitas multinomial dimana n_1 ditentukan pada kategori 1, n_2 ditentukan pada kategori 2, ..., n_c ditentukan pada kategori c , dimana $\sum_j n_j = n$, sama halnya dengan persamaan :

$$P(n_1, n_2, \dots, n_c) = \left(\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_c!} \right) \pi_1^{n_1} \pi_2^{n_2} \dots \pi_c^{n_c} \quad (2.10)$$

Multinomial merupakan salah satu dari distribusi multivariat. Distribusi marginal pada nilai dari kategori yang khusus, merupakan distribusi binomial. Untuk kategori j , nilai n_j memiliki arti $n\pi_j$ dan standar deviasi $\sqrt{[n\pi_j(1 - \pi_j)]}$. Metode yang paling banyak digunakan pada data kategori, mengasumsikan distribusi binomial pada suatu nilai kategori tunggal dan distribusi multinomial pada sebuah set nilai pada beberapa kategori (Agresti, 2007).

2.5.2 Model Regresi Logistik Biner Bivariat

Model regresi logistik biner bivariat yaitu model regresi logistik yang mempunyai dua variabel respon di mana masing-masing variabel respon mengambil dua kategori (biner). Setiap variabel respon biner terhubung dengan sejumlah variabel bebas tertentu. Misalkan i adalah indeks dari suatu subjek pengamatan biner bivariat dengan $i = 1, 2, \dots, n$ maka terdapat n pengamatan biner bivariat (Y_{1i}, Y_{2i}) .

Tabel 2.2 Probabilitas dan Pengamatan Biner Bivariat

$Y_1 \backslash Y_2$	$Y_2 = 1$	$Y_2 = 0$	Total
$Y_1 = 1$	p_{11}	p_{10}	P_1
$Y_1 = 0$	p_{01}	p_{00}	$1 - P_1$
Total	P_2	$1 - P_2$	1

Jika terdapat variabel random bivariat (Y_1, Y_2) dimana Y_1 bernilai 0 dan 1, dan Y_2 juga bernilai 0 atau 1, maka $Y_{11}, Y_{10}, Y_{01}, Y_{00}$ adalah variabel yang berhubungan dengan variabel random bivariat bernilai (1,1), (1,0), (0,1), dan (0,0). Jika hanya satu kali pengamatan maka nilai dari $Y_{11}, Y_{10}, Y_{01}, Y_{00}$ adalah

1 dan 0. Masing-masing variabel random biner bivariat akan terdistribusikan pada salah satu sel dari Tabel 2.2.

Tabel 2.2 memperlihatkan bahwa variabel random bivariat $Y_{11}, Y_{10}, Y_{01}, Y_{00}$ mempunyai probabilitas masing-masing adalah sebagai berikut.

$$P_{11} = \Pr(Y_1 = 1, Y_2 = 1)$$

$$P_{10} = \Pr(Y_1 = 1, Y_2 = 0)$$

$$P_{01} = \Pr(Y_1 = 0, Y_2 = 1)$$

$$P_{00} = \Pr(Y_1 = 0, Y_2 = 0)$$

Sedangkan peluang marginal untuk masing-masing variabel respon dinotasikan dengan $P_1 = P(Y_1 = 1)$ dan $P_2 = P(Y_2 = 1)$. Jika terdapat k buah variabel bebas x_1, x_2, \dots, x_k maka :

$$P_1(x) = \frac{\exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \dots + \beta_{k1}x_k)}{1 + \exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \dots + \beta_{k1}x_k)} \quad (2.11)$$

$$P_2(x) = \frac{\exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_1 + \dots + \beta_{k2}x_k)}{1 + \exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_1 + \dots + \beta_{k2}x_k)} \quad (2.12)$$

Model regresi logistik biner bivariat diekspresikan oleh persamaan logit $P_1(x)$, $P_2(x)$ sebagai fungsi linier dari $\beta_1^T x$, $\beta_2^T x$ dan $\log \psi = \theta$. ψ adalah odds rasio yang merupakan ukuran asosiasi yang menunjukkan bahwa terdapat dependensi antara variabel respon Y_1 dan Y_2 . $\theta = \gamma^T x$ dimana γ adalah vektor parameter asosiasi (Zuroidah, 2008).

Berdasarkan Tabel 2.2 diperoleh $\psi = p_{11}p_{00}/p_{10}p_{01}$ dengan $\psi \geq 0$. Apabila Y_1 dan Y_2 saling bebas, maka $\psi = 1$ (Cessie & Houwelingen, 1994). Peluang gabungan p_{11} didapatkan sebagai berikut (Dale, 1994).

$$p_{11} = \begin{cases} \frac{1}{2}(\psi - 1)^{-1} \{a - \sqrt{a^2 + b}\}, & \psi \neq 1 \\ p_1 p_2, & \psi = 1 \end{cases} \quad (2.13)$$

Dengan $a = 1 + (p_1 + p_2)(\psi - 1)$ dan $b = -4\psi(\psi - 1)p_1p_2$. Tiga peluang gabungan yang lain adalah p_{10}, p_{01}, p_{00} diperoleh dari peluang marjinal p_1, p_2 , dan p_{11} . Jumlah dari peluang gabungan untuk setiap pengamatan bivariat adalah sama dengan satu.

2.5.3 Maximum Likelihood Estimation

Metode MLE hingga saat ini merupakan metode yang paling populer dalam menaksir parameter suatu model yang diketahui distribusinya. Untuk mendapatkan penaksir parameter suatu model dengan metode MLE adalah dengan memaksimumkan fungsi likelihoodnya.

Diberikan Y_1, Y_2, \dots, Y_n adalah variabel random yang saling independen dari populasi berdistribusi $p(Y, \theta)$, dimana θ adalah parameter yang akan ditaksir dan $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$, maka fungsi likelihood $L(\theta|y)$ didefinisikan sebagai berikut (Casella & Berger, 2002).

$$\begin{aligned} L(\theta|y) &= L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k | y_1, y_2, \dots, y_n) \\ &= \prod_{i=1}^n p(y_i | \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \end{aligned} \quad (2.14)$$

Penaksir MLE untuk θ adalah nilai θ yang memaksimumkan $L(\theta|y)$ sama dengan nilai θ yang memaksimumkan $\ln L(\theta|y)$. Pada data biner bivariat, dengan mengambil n sampel random yang saling bebas, maka variabel random bivariat (Y_{1i}, Y_{2i}) dengan $i = 1, 2, \dots, n$ akan identik dengan $(Y_{11}, Y_{10}, Y_{01}, Y_{00})$ berdistribusi multinomial dengan nilai peluang $p_{11i}, p_{10i}, p_{01i}, p_{00i}$. Fungsi likelihood dari variabel random bivariat sebagai berikut (Cessie & Houwelingen, 1994).

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n P(Y_{11i} = y_{11i}, Y_{10i} = y_{10i}, Y_{01i} = y_{01i}, Y_{00i} = y_{00i})$$

$$= \prod_{i=1}^n p_{11i}^{y_{11i}} p_{10i}^{y_{10i}} p_{01i}^{y_{01i}} p_{00i}^{y_{00i}} \quad (2.20)$$

Untuk mendapatkan parameter $\hat{\beta}$ dengan $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\theta})$, maka fungsi likelihood dimaksimumkan kemudian diturunkan terhadap parameter-parameternya.

$$\begin{aligned} \ln L(\beta) &= \ln \left[\prod_{i=1}^n p_{11i}^{y_{11i}} p_{10i}^{y_{10i}} p_{01i}^{y_{01i}} p_{00i}^{y_{00i}} \right] \\ &= \sum_{i=1}^n (y_{11i} \ln p_{11i} + y_{10i} \ln p_{10i} + y_{01i} \ln p_{01i} + y_{00i} \ln p_{00i}) \end{aligned}$$

Turunan pertama dan turunan kedua dari fungsi likelihood digunakan untuk menaksir nilai parameter dan standar deviasi dari penaksir parameter.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta} \right. \\ &\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta} \right] \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta \partial \beta^T} &= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{-y_{11i}}{p_{11i}^2} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta} + \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial^2 p_{11i}}{\partial \beta \partial \beta^T} \right) \right. \\ &\quad + \left(\frac{-y_{10i}}{p_{10i}^2} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta^T} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial^2 p_{10i}}{\partial \beta \partial \beta^T} \right) \\ &\quad + \left(\frac{-y_{01i}}{p_{01i}^2} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta^T} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial^2 p_{01i}}{\partial \beta \partial \beta^T} \right) \\ &\quad \left. + \left(\frac{-y_{00i}}{p_{00i}^2} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta^T} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial^2 p_{00i}}{\partial \beta \partial \beta^T} \right) \right] \end{aligned}$$

Dari turunan kedua fungsi log-natural likelihood kemudian dihitung nilai ekspektasinya. Ekspektasi dari turunan kedua fungsi

log-natural likelihood menjadi elemen dari matriks informasi atau matriks Hessian. Penaksir dari matriks varian kovarian didapatkan dari invers matriks (Zuroidah, 2008).

$$E\left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T}\right) = - \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right. \\ \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right)$$

Diketahui bahwa θ berisikan parameter asosiasi yang menunjukkan adanya asumsi Y_1 dan Y_2 tidak saling bebas.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \theta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \theta} \right. \\ &\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \theta} \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} - \frac{y_{10i}}{p_{10i}} - \frac{y_{01i}}{p_{01i}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \right) \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} \right) \right] \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{(\partial \theta)^2} &= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{-y_{11i}}{p_{11i}^2} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}^2} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \theta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}^2} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \theta} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \frac{y_{00i}}{p_{00i}^2} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \theta} \right) \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} \right) \right. \\ &\quad \left. + \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} - \frac{y_{10i}}{p_{10i}} - \frac{y_{01i}}{p_{01i}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \right) \left(\frac{\partial^2 p_{11i}}{(\partial \theta)^2} \right) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{-y_{11i}}{p_{11i}^2} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} + \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial^2 p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{-y_{10i}}{p_{10i}^2} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \theta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial^2 p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) \\
&\quad + \left(\frac{-y_{01i}}{p_{01i}^2} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \theta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial^2 p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{-y_{00i}}{p_{00i}^2} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \theta} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial^2 p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) \right] \\
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right. \right. \\
&\quad + \left. \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right) \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} \right) \\
&\quad + \left(\frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial^2 p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial^2 p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial^2 p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial^2 p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \theta} \right) \right]
\end{aligned}$$

Penyelesaian persamaan ini dapat dilakukan dengan prosedur iteratif. Prosedur yang umum digunakan untuk menyelesaikan persamaan ini adalah *Iteratively Rewighted Least Square (IRLS)*. Prosedur ini dilakukan dengan metode iterasi Newton-Raphson (Cessie & Houwelingen, 1994).

2.5.4 Metode Newton-Raphson

Menurut (Chapra & Canale, 2010) Newton-Raphson merupakan metode iterasi numerik yang dapat digunakan untuk menghitung hampiran akar-akar persamaan linier dan persamaan tidak linier. Gagasan metode Newton-Raphson didasari pada penghampiran grafik dengan garis tangan yang sesuai dan dapat juga didasarkan pada deret Taylor.

Diberikan suatu fungsi $g(r)$ untuk memperoleh akar-akar dari $g(r)$ maka $g(r)$ dihampiri dengan mengikuti aturan deret Taylor sebagai berikut.

$$\begin{aligned} g(r) &= g(r^{(t)}) + \frac{1}{1!} \left[\frac{dg(r^{(t)})}{dr} (r - r^{(t)}) \right] \\ &\quad + \sum_{q=2}^{\infty} \frac{1}{q!} \left[\frac{d^q g(r^{(t)})}{dr^q} (r - r^{(t)})^q \right] \\ &= g(r^{(t)}) + \frac{dg(r^{(t)})}{dr} (r - r^{(t)}) + o(|r - r^{(t)}|) \end{aligned} \quad (2.15)$$

Karena $\sum_{q=2}^{\infty} \frac{1}{q!} \left[\frac{d^q g(r^{(t)})}{dr^q} (r - r^{(t)})^q \right]$ *smaller order* dari $|r - r^{(t)}|$ untuk $r \rightarrow r^{(t)}$ maka $o(|x - x_i|)$ konvergen menuju nol sehingga suatu versi hampiran dapat diperoleh dengan memotong deret setelah suku turunan pertama. Selanjutnya persamaan dapat dituliskan sebagai berikut.

$$g(r) = g(r^{(t)}) + \frac{dg(r^{(t)})}{dr} (r - r^{(t)}) \quad (2.16)$$

Misalkan sumbu ordinat didefinisikan $g(r)$ dan sumbu absis adalah r , maka persamaan merupakan garis singgung dari $g(r)$ pada titik $[r^{(t)}, g(r^{(t)})]$. Berdasarkan metode Newton-Raphson garis singgung persamaan dipotongkan pada sumbu r artinya $g(r) = 0$.

$$g(r^{(t)}) + \frac{dg(r^{(t)})}{dr} (r - r^{(t)}) = 0$$

Maka diperoleh titik potong $[r^{(t+1)}, 0]$ dengan ordinat titik singgung $g(r^{(t+1)})$, sehingga titik singgung untuk iterasi ke- $(t+1)$ adalah $[r^{(t+1)}, g(r^{(t+1)})]$. Selanjutnya diperoleh rumus Newton-Raphson untuk iterasi ke- $(t+1)$ sebagai berikut.

$$g(r^{(t)}) + g'(r^{(t)})(r^{(t+1)} - r^{(t)}) = 0 \quad (2.17)$$

$$r^{(t+1)} = r^{(t)} - \frac{g(r^{(t)})}{g'(r^{(t)})}, \text{ untuk } t = 0, 1, 2, \dots, \infty. \quad (2.18)$$

Diberikan fungsi $h(r,s)$ dapat didekati dengan deret Taylor pada selang yang memuat $(r,s) = (r^{(t)}, s^{(t)})$, untuk $t = 0, 1, 2, \dots, \infty$ sebagai berikut.

$$\begin{aligned} h(r,s) &= g(r,s) \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} \\ &+ \frac{1}{1!} \left[\frac{\partial h(r,s)}{\partial r} \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} (r - r^{(t)}) \right. \\ &\quad \left. + \frac{\partial h(r,s)}{\partial s} \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} (s - s^{(t)}) \right] \\ &+ \frac{1}{2!} \left[\frac{\partial^2 h(r,s)}{\partial r^2} \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} (r - r^{(t)})^2 \right. \\ &\quad + 2 \frac{\partial^2 h(r,s)}{\partial r \partial s} \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} (r - r^{(t)})(s - s^{(t)}) \\ &\quad \left. + \frac{\partial^2 h(r,s)}{\partial s^2} \Big|_{\substack{r=r^{(t)} \\ s=s^{(t)}}} (s - s^{(t)})^2 \right] + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
h(r, s) = & h(r^{(t)}, s^{(t)}) \\
& + \frac{1}{1!} \left[\frac{\partial h(r^{(t)}, s^{(t)})}{\partial r} (r - r^{(t)}) \right. \\
& \left. + \frac{\partial h(r^{(t)}, s^{(t)})}{\partial s} (s - s^{(t)}) \right] \\
& + \frac{1}{2!} \left[\frac{\partial^2 h(r^{(t)}, s^{(t)})}{\partial r^2} (r - r^{(t)})^2 \right. \\
& + 2 \frac{\partial^2 h(r^{(t)}, s^{(t)})}{\partial r \partial s} (r - r^{(t)}) (s - s^{(t)}) \\
& \left. + \frac{\partial^2 h(r^{(t)}, s^{(t)})}{\partial s^2} (s - s^{(t)})^2 \right] + \dots \quad (2.19)
\end{aligned}$$

Misalkan $\mathbf{v} = (r, s)^T$ dan $\mathbf{v}^* = (r^{(t)}, s^{(t)})^T$, maka persamaan (2.19) menjadi sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
h(\mathbf{v}) = & h(\mathbf{v}^*) + \frac{1}{1!} \left[\frac{\partial}{\partial r} \quad \frac{\partial}{\partial s} \right] h(\mathbf{v}^*) [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \\
& + \frac{1}{2!} \left\{ [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]^T \begin{bmatrix} \frac{\partial}{\partial r} \\ \frac{\partial}{\partial s} \end{bmatrix} \left[\frac{\partial}{\partial r} \quad \frac{\partial}{\partial s} \right] h(\mathbf{v}^*) [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \right\} \\
& + o(\|\mathbf{v} - \mathbf{v}^*\|^2) \\
= & h(\mathbf{v}^*) + \left[\frac{\partial}{\partial r} \quad \frac{\partial}{\partial s} \right] h(\mathbf{v}^*) [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \\
& + \frac{1}{2} \left\{ [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]^T \begin{bmatrix} \frac{\partial^2}{\partial r^2} & \frac{\partial^2}{\partial r \partial s} \\ \frac{\partial^2}{\partial s \partial r} & \frac{\partial^2}{\partial s^2} \end{bmatrix} h(\mathbf{v}^*) [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \right\} \\
& + o(\|\mathbf{v} - \mathbf{v}^*\|^2)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= h(\mathbf{v}^*) + \left[\frac{\partial^2 h(\mathbf{v})}{\partial \mathbf{v}^{*T}} \right]_{\mathbf{v}=\mathbf{v}^*} [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \\
&\quad + \frac{1}{2} \left\{ [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]^T \left[\frac{\partial^2 h(\mathbf{v})}{\partial \mathbf{v} \otimes \partial \mathbf{v}^{*T}} \right]_{\mathbf{v}=\mathbf{v}^*} [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] \right\} \\
&\quad + o(\|\mathbf{v} - \mathbf{v}^*\|^2) \tag{2.20}
\end{aligned}$$

Misalkan $\mathbf{g}^T = \frac{\partial h(\mathbf{v})}{\partial \mathbf{v}^T} \Big|_{\mathbf{v}=\mathbf{v}^*}$ dan $\mathbf{H} = \frac{\partial^2 h(\mathbf{v})}{\partial \mathbf{v} \otimes \partial \mathbf{v}^{*T}} \Big|_{\mathbf{v}=\mathbf{v}^*}$, maka persamaan (2.20) dapat ditulis sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
h(\mathbf{v}) &= h(\mathbf{v}^*) + \mathbf{g}^T [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] + \frac{1}{2} ([\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]^T \mathbf{H} [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]) \\
&\quad + o(\|\mathbf{v} - \mathbf{v}^*\|^2)
\end{aligned}$$

Karena $o(\|\mathbf{v} - \mathbf{v}^*\|^2)$ konvergen menuju nol maka suatu versi hampiran dapat diperoleh dengan memotong deret setelah suku turunan kedua, maka persamaan dapat ditulis menjadi :

$$h(\mathbf{v}) = h(\mathbf{v}^*) + \mathbf{g}^T [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] + \frac{1}{2} ([\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]^T \mathbf{H} [\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]) \tag{2.21}$$

Untuk memaksimalkan fungsi dari $(\mathbf{v} - \mathbf{v}^*)$ pada persamaan (2.21), perlu turunan parsial pertama ke $(\mathbf{v} - \mathbf{v}^*)$ yaitu sebagai berikut.

$$0 = 0 + \mathbf{g} + \mathbf{H}[\mathbf{v} - \mathbf{v}^*]$$

Sehingga diperoleh penyelesaian sebagai berikut.

$$\mathbf{H}[\mathbf{v} - \mathbf{v}^*] = -\mathbf{g} \tag{2.22}$$

Selanjutnya misalkan ingin ditaksir parameter $\boldsymbol{\beta}$, maka berdasarkan uraian diatas dapat disusun algoritma Newton-Raphson sebagai berikut.

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(0)}$. Penentuan nilai awal biasanya dapat diperoleh dengan metode kuadrat terkecil, yaitu $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(0)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$.

2. Membentuk vektor gradien, \mathbf{g} yaitu:

$$\mathbf{g} = \left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \theta} \right]$$

dengan p adalah banyaknya parameter yang ditaksir.

3. Membentuk matriks *Hessian*, \mathbf{H} yaitu:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \theta} \\ & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \theta} \\ & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{(\partial \theta)^2} \end{bmatrix}$$

Matriks *Hessian* ini disebut juga dengan informasi.

4. Memasukkan nilai $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(0)}$ ke dalam elemen-elemen \mathbf{g} dan \mathbf{H} , sehingga diperoleh $\mathbf{g}_{(0)}$ dan $\mathbf{H}_{(0)}$.

5. Mulai dari $t = 0$ dilakukan iterasi pada persamaan:

$$\boldsymbol{\beta}_{(t+1)} = \boldsymbol{\beta}_{(t)} - \mathbf{H}_{(t)}^{-1} \mathbf{g}_{(t)}$$

Nilai $\boldsymbol{\beta}_{(t)}$ merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen pada iterasi ke- t , dimana syarat kekonvergenannya adalah $\|\boldsymbol{\beta}_{(t+1)} - \boldsymbol{\beta}_{(t)}\| \leq \delta$, dengan δ adalah bilangan yang sangat kecil.

6. Jika belum diperoleh penaksir parameter yang konvergen, maka dilanjutkan kembali langkah 5 hingga iterasi ke $t = t + 1$.

2.5.5 Metode Likelihood Ratio Test (LRT)

Metode LRT merupakan metode yang populer dan paling sering digunakan untuk menentukan statistik uji dalam pengujian

hipotesis. Disamping itu, metode ini memberikan beberapa keuntungan, diantaranya berhubungan erat dengan metode MLE dan mempunyai sifat yang cukup baik untuk sampel berukuran besar (Snappinn & Small, 1986).

Misalkan Y_1, Y_2, \dots, Y_n adalah variabel random saling bebas sebanyak n , yang masing-masing mempunyai fungsi distribusi probabilitas $f_i(y_i; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$, untuk $i = 1, 2, \dots, n$ dan k buah variabel bebas x_1, x_2, \dots, x_k . Himpunan yang terdiri dari semua parameter titik $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ dinotasikan dengan Ω . Misalkan ω subset dari Ω dan didefinisikan fungsi likelihood sebagai berikut.

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n f_i(y_i; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k), \text{ dengan } (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \in \omega$$

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n f_i(y_i; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k), \text{ dengan } (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \in \Omega$$

Misalkan pula $L(\hat{\omega})$ dan $L(\hat{\Omega})$ ada dan memiliki nilai maksimum, maka rasio likelihood dinotasikan dengan,

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \quad (2.23)$$

Sehingga menurut metode LRT, hipotesis $H_0: \beta \in \omega$ ditolak jika $\lambda < \lambda_0$, dengan $0 < \lambda_0 < 1$ (Casella & Berger, 2002).

Selanjutnya untuk distribusi yang termasuk dalam keluarga eksponensial persamaan (2.23) dapat dibuat dalam bentuk berikut.

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (2.24)$$

Untuk mengetahui suatu distribusi yang termasuk keluarga eksponensial, distribusi itu akan mengikuti persamaan berikut. Misalkan β adalah parameter dari suatu distribusi yang termasuk keluarga eksponensial yaitu sebagai berikut.

$$f_i(y_i; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \quad (2.25)$$

$$= K^{-1}(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \exp \left\{ g_0(y) + \sum_{j=1}^n \beta_j g_j(y) \right\}$$

Selanjutnya akan diuraikan statistik uji pada persamaan (2.25). Misalkan diberikan hipotesis:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_1^0, \beta_2 = \beta_2^0, \dots, \beta_m = \beta_m^0$$

$$H_1 : \text{paling tidak, ada sepasang yang berbeda}$$

Misalkan $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m]^T$ dan $\hat{\beta} = [\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_m]^T$

$$\ln L(\beta | y) = \sum_{i=1}^n \ln f(y_i | \beta)$$

$$G^2 = -2 \ln \left[\frac{L(\beta_0 | y)}{L(\hat{\beta} | y)} \right]$$

$$= 2 \sum_{j=1}^m (\hat{\beta}_j - \beta_j^0) T_j - 2n [\ln K(\hat{\beta}) - \ln K(\beta^0)]$$

Dengan $T_j = \sum_{i=1}^n g_j(y_i)$, $j = 1, 2, \dots, m$

$$G^2 = [\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta^0)]^T I(\beta^0) [\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta^0)] + o_p(1)$$

$$K(\hat{\theta}) = K(\beta_0) + \sum_j^{(1)} K_j^{(1)}(\beta_0) (\hat{\beta}_j - \beta_j^0)$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{ij}^{(1)} K_{ij}^{(1)}(\beta_n^*) (\hat{\beta}_i - \beta_i^0) (\hat{\beta}_j - \beta_j^0)$$

Misalkan $\boldsymbol{\beta}_n^* = (\boldsymbol{\beta}_{n1}^*, \boldsymbol{\beta}_{n2}^*, \dots, \boldsymbol{\beta}_{nm}^*)^T$ dan $\boldsymbol{\beta}_n^* \xrightarrow[k.s.]{} \boldsymbol{\beta}^0$ maka

$$\begin{aligned}
& \sum_{i,j}^m K_{ij}^{(2)}(\boldsymbol{\beta}_n^*) (\hat{\beta}_i - \beta_i^0)(\hat{\beta}_j - \beta_j^0) \\
&= \sum_{i,j}^m K_{ij}^{(2)}(\boldsymbol{\beta}_n^*) (\hat{\beta}_i - \beta_i^0)(\hat{\beta}_j - \beta_j^0) + o_p\left(\frac{1}{n}\right) \\
\ln \left[\frac{K(\hat{\boldsymbol{\beta}})}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} \right] &= \sum_{j=1}^m \frac{K_j^{(1)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} (\hat{\beta}_j - \beta_j^0) \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i,j}^m \frac{K_{ij}^{(2)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} (\hat{\beta}_i - \beta_i^0)(\hat{\beta}_j - \beta_j^0) \\
&- \frac{1}{2} \sum_{i,j}^m \frac{K_i^{(1)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} \frac{K_j^{(1)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} (\hat{\beta}_i - \beta_i^0)(\hat{\beta}_j - \beta_j^0) \\
&+ o_p\left(\frac{1}{n}\right) \\
G^2 &= 2 \sum_{j=1}^m (\hat{\beta}_j - \beta_j^0) [T_j - E(T_j)] \\
&- n \sum_{i,j}^m \left[\frac{K_{ij}^{(2)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K(\boldsymbol{\beta}^0)} \frac{K_i^{(1)}(\boldsymbol{\beta}^0) K_j^{(1)}(\boldsymbol{\beta}^0)}{K^2(\boldsymbol{\beta}^0)} \right] (\hat{\beta}_i \\
&- \beta_i^0)(\hat{\beta}_j - \beta_j^0) + o_p(1)
\end{aligned}$$

Menurut (Greene, 2003) *likelihood ratio* pada persamaan (2.23) dapat juga ditulis dalam bentuk sebagai berikut.

$$-2\ln\lambda \quad (2.26)$$

Untuk ukuran sampel besar, distribusi dari statistik uji pada persamaan (2.26) akan mengikuti distribusi χ^2 dimana derajat bebasnya adalah banyaknya parameter di bawah H_0 .

2.5.6 Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat

Untuk menaksir parameter model regresi logistik biner bivariat, digunakan metode Maximum Likelihood Estimation. Alasan digunakannya metode ini karena distribusi dari variabel random biner bivariat diketahui yaitu berdistribusi multinomial. Dengan mengambil n random sampel yang saling bebas, maka variabel random biner bivariat (Y_{1i}, Y_{2i}) dimana $i = 1, 2, \dots, n$ akan identik dengan $(Y_{11i}, Y_{10i}, Y_{01i}, Y_{00i})$ berdistribusi multinomial dengan nilai peluang $p_{11i}, p_{10i}, p_{01i}, p_{00i}$ merupakan fungsi dari peluang marginal P_1 dan P_2 dan odds rasio ψ .

$$P_1 = \frac{\exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \dots + \beta_{k1}x_k)}{1 + \exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \dots + \beta_{k1}x_k)}$$

$$P_2 = \frac{\exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_1 + \dots + \beta_{k2}x_k)}{1 + \exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_1 + \dots + \beta_{k2}x_k)}$$

$$\psi = \frac{p_{11}p_{00}}{p_{10}p_{01}}$$

dengan k adalah jumlah variabel bebas. Ketiga model di atas ditransformasi untuk mendapatkan fungsi yang linier dalam parameter-parameternya. Model transformasi untuk persamaan di atas adalah sebagai berikut.

$$\eta_1 = \text{logit } P_1 = \ln\left(\frac{P_1}{1 - P_1}\right) \quad (2.27)$$

$$= \beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \dots + \beta_{k1}x_k = \boldsymbol{\beta}_1^T \mathbf{x}$$

$$\eta_2 = \text{logit } P_2 = \ln\left(\frac{P_2}{1 - P_2}\right) \quad (2.28)$$

$$= \beta_{02} + \beta_{12}x_2 + \dots + \beta_{k2}x_k = \boldsymbol{\beta}_2^T \mathbf{x}$$

$$\eta_1 = \ln \psi = \ln \left(\frac{p_{11}p_{00}}{p_{10}p_{01}} \right) = \theta \quad (2.29)$$

dengan $x = [x_0, x_1, \dots, x_k]^T$, $\beta_1 = [\beta_{01}, \beta_{11}, \dots, \beta_{k1}]^T$, $\beta_2 = [\beta_{02}, \beta_{12}, \dots, \beta_{k2}]^T$, $P_1 = p_{11}p_{10}$, $1 - P_1 = p_{11}p_{00}$, $P_2 = p_{11}p_{01}$, dan $1 - P_2 = p_{10}p_{00}$.

Dari ketiga persamaan transformasi di atas, dihitung turunan dari $\frac{\partial \eta}{\partial \mathbf{p}}$ dengan $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \eta_2, \eta_3)^T$ dan $\mathbf{p} = (p_{11}, p_{10}, p_{01}, p_{00})^T$. Karena terdapat empat kategori peluang yaitu $\mathbf{p} = (p_{11}, p_{10}, p_{01}, p_{00})^T$ sedangkan fungsi transformasinya hanya tiga yaitu $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \eta_2, \eta_3)^T$, agar dihasilkan matriks $\frac{\partial \eta}{\partial \mathbf{p}}$ yang simetris maka didefinisikan $\eta_0 = \ln p_{..}$ dengan $p_{..} = p_{11}, p_{10}, p_{01}, p_{00}$, sehingga $\boldsymbol{\eta} = (\eta_0, \eta_1, \eta_2, \eta_3)^T$.

Berdasarkan keempat fungsi transformasi di atas, dihasilkan matriks A yang berelemenkan sebagai berikut, yaitu:

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \begin{matrix} p_{11} & p_{10} & p_{01} & p_{00} \end{matrix} \\ \begin{matrix} \eta_0 \\ \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{matrix} & \begin{pmatrix} \frac{\partial \eta_0}{\partial p_{11}} & \frac{\partial \eta_0}{\partial p_{10}} & \frac{\partial \eta_0}{\partial p_{01}} & \frac{\partial \eta_0}{\partial p_{00}} \\ \frac{\partial \eta_1}{\partial p_{11}} & \frac{\partial \eta_1}{\partial p_{10}} & \frac{\partial \eta_1}{\partial p_{01}} & \frac{\partial \eta_1}{\partial p_{00}} \\ \frac{\partial \eta_2}{\partial p_{11}} & \frac{\partial \eta_2}{\partial p_{10}} & \frac{\partial \eta_2}{\partial p_{01}} & \frac{\partial \eta_2}{\partial p_{00}} \\ \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{11}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{10}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{01}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{00}} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \begin{matrix} p_{11} & p_{10} & p_{01} & p_{00} \end{matrix} \\ \begin{matrix} \eta_0 \\ \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ \frac{1}{P_1} & \frac{1}{P_1} & \frac{1}{(1-P_1)} & \frac{1}{(1-P_1)} \\ \frac{1}{P_2} & -\frac{1}{(1-P_2)} & \frac{1}{P_2} & \frac{1}{(1-P_2)} \\ \frac{1}{\partial p_{11}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{10}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{01}} & \frac{\partial \eta_3}{\partial p_{00}} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

dari matriks \mathbf{A} dihasilkan matriks inversnya (\mathbf{A}^{-1}) berelemenkan sebagai berikut.

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \eta_0 & \eta_1 & \eta_2 & \eta_3 \\ \begin{matrix} p_{11} \\ p_{10} \\ p_{01} \\ p_{00} \end{matrix} & \begin{pmatrix} p_{11} & \frac{p_{11}p_{01}}{P_2\Delta} & \frac{p_{11}p_{01}}{P_1\Delta} & \left(\frac{1}{p_{11}} + \frac{1}{p_{10}} + \frac{1}{p_{01}} + \frac{1}{p_{00}}\right)^{-1} \\ p_{10} & \frac{p_{11}p_{01}}{(1-P_2)\Delta} & -\frac{p_{11}p_{01}}{P_1\Delta} & -\left(\frac{1}{p_{11}} + \frac{1}{p_{10}} + \frac{1}{p_{01}} + \frac{1}{p_{00}}\right)^{-1} \\ p_{01} & -\frac{p_{11}p_{01}}{P_2\Delta} & \frac{p_{11}p_{01}}{(1-P_1)\Delta} & -\left(\frac{1}{p_{11}} + \frac{1}{p_{10}} + \frac{1}{p_{01}} + \frac{1}{p_{00}}\right)^{-1} \\ p_{00} & -\frac{p_{11}p_{01}}{(1-P_2)\Delta} & -\frac{p_{11}p_{01}}{(1-P_1)\Delta} & \left(\frac{1}{p_{11}} + \frac{1}{p_{10}} + \frac{1}{p_{01}} + \frac{1}{p_{00}}\right)^{-1} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\text{dengan } \Delta = \frac{p_{11}p_{10}p_{01}p_{00}}{P_1(1-P_1)P_2(1-P_2)\left(\frac{1}{p_{11}} + \frac{1}{p_{10}} + \frac{1}{p_{01}} + \frac{1}{p_{00}}\right)^{-1}}$$

Untuk mendapatkan penaksir $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \hat{\boldsymbol{\beta}}_2, \hat{\theta})$ dengan metode MLE, terlebih dahulu dibentuk fungsi likelihood dari variabel random biner bivariat sebagai berikut.

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}) &= \prod_{i=1}^n P(Y_{11i} = y_{11i}, Y_{10i} = y_{10i}, Y_{01i} = y_{01i}, Y_{00i} = y_{00i}) \\ &= \prod_{i=1}^n p_{11i}^{y_{11i}} p_{10i}^{y_{10i}} p_{01i}^{y_{01i}} p_{00i}^{y_{00i}} \end{aligned}$$

Fungsi dari *log-natural likelihood* yaitu sebagai berikut.

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = \ln \left[\prod_{i=1}^n p_{11i}^{y_{11i}} p_{10i}^{y_{10i}} p_{01i}^{y_{01i}} p_{00i}^{y_{00i}} \right]$$

$$= \sum_{i=1}^n (y_{11i} \ln p_{11i}, y_{10i} \ln p_{10i}, y_{01i} \ln p_{01i}, y_{00i} \ln p_{00i})$$

Penaksir untuk $\hat{\beta}$ dapat diperoleh dengan memaksimumkan fungsi log-natural likelihoodnya, yaitu dengan mencari turunan pertama dari masing-masing fungsi *log natural-likelihood* kemudian disamadengankan nol. Hasil turunan pertama fungsi *log-natural likelihood* terhadap penaksir $\hat{\beta}$ yaitu sebagai berikut.

$$\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta} \right\}$$

1. Turunan pertama fungsi *log-natural likelihood* terhadap β_1

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_{01}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{01}} \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{01}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{01}} \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} 1 \right) + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} 1 \right) + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(- \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} 1 \right) \right) + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(- \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} 1 \right) \right) \right\} \end{aligned}$$

(2.30)

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{11}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{11}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{11}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{11}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{11}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right) \\
&\quad + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(-\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(-\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right) \right) \right\} \quad (2.31)
\end{aligned}$$

⋮

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{k1}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k1}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k1}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k1}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k1}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_1} \cdot \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right) \\
&\quad + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(-\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(-\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right) \right) \right\} \quad (2.32)
\end{aligned}$$

dengan Δ

$$= \frac{p_{11i} p_{10i} p_{01i} p_{00i}}{P_{1i}(1 - P_{1i}) P_{2i}(1 - P_{2i}) \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1}}$$

2. Turunan pertama fungsi *log-natural likelihood* terhadap β_2

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_{02}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{02}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{02}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{02}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{02}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{02}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{02}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{02}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{02}} \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} 1 \right) + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} 1 \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(-\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} 1 \right) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(-\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} 1 \right) \right) \right\} \quad (2.33)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{12}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{12}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{12}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right) \\
&\quad + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(-\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(-\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right) \right) \right\} \quad (2.34)
\end{aligned}$$

⋮

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{k2}} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k2}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k2}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_2} \cdot \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left(\left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right) + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right) \right. \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(-\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right) \right) + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(-\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right) \right) \right)
\end{aligned}$$

3. Turunan pertama fungsi *log-natural likelihood* terhadap θ

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \theta} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \theta} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \theta} \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \cdot \frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_3} \cdot \frac{\partial \eta_3}{\partial \theta} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \cdot \frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_3} \cdot \frac{\partial \eta_3}{\partial \theta} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \cdot \frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_3} \cdot \frac{\partial \eta_3}{\partial \theta} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \cdot \frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_3} \cdot \frac{\partial \eta_3}{\partial \theta} \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1} (1) \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1} (1) \right) \\
&\quad + \left(\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1} (1) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1} (1) \right) \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{y_{11i}}{p_{11i}} - \frac{y_{10i}}{p_{10i}} - \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \right) \left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right)^{-1} \right\}
\end{aligned}$$

Nilai standart deviasi dari penaksir untuk β dapat diketahui dari matriks varians kovarians. Matriks varians kovarians adalah suatu matriks yang elemen-elemennya merupakan nilai varians dan kovarians dari penaksir. Nilai varians kovarians tersebut diperoleh dari ekspektasi turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* yang dimaksimumkan kemudian disamadengankan nol. Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap parameter β yaitu sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{(\partial \boldsymbol{\beta})(\partial \boldsymbol{\beta}^T)} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(-\frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial^2 p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right) \right. \\
&\quad + \left(-\frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial^2 p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right) \\
&\quad + \left(-\frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial^2 p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right) \\
&\quad \left. + \left(-\frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial^2 p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right) \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_{11i}}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{10i}}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{y_{01i}}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} + \frac{y_{00i}}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right\}
\end{aligned}$$

1. Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$

$$\begin{aligned}
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{11} \partial \beta_{11}} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{11}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{11}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{11}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{11}} \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right)^2 + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{11}} \right)^2 \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \right\} \\
&\vdots \\
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{k1} \partial \beta_{k1}} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k1}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k1}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k1}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k1}} \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right)^2 + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right)^2 \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right)^2 \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{2i} \Delta_i} x_k \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{2i}) \Delta_i} x_k \right)^2 \right\}
\end{aligned}$$

2. Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$

$$\begin{aligned}
E\left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{12} \partial \beta_{12}}\right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{12}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{12}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{12}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{12}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{12}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{12}} \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{01i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{00i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i} p_{10i}}{P_{1i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(- \frac{p_{11i} p_{10i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{p_{01i} p_{00i}}{P_{1i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(- \frac{p_{01i} p_{00i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \right\} \\
&\vdots
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
E\left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{k2} \partial \beta_{k2}}\right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k2}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k2}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k2}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k2}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k2}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k2}} \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right)^2 + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right)^2 \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{1i} \Delta_i} x_k \right)^2 + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_k \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{p_{11i} p_{01i}}{P_{1i} \Delta_i} x_k \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{p_{10i} p_{00i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_k \right)^2 \right\}
\end{aligned}$$

3. Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap $\beta_1 \beta_2$

$$\begin{aligned}
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_{11} \partial \beta_{12}} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{12}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{12}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{11}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{12}} \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{12}} \right)^2 \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i} p_{10i}}{P_{1i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(- \frac{p_{11i} p_{01i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{p_{01i} p_{00i}}{P_{1i} \Delta_i} x_1 \right)^2 \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(- \frac{p_{01i} p_{00i}}{(1 - P_{1i}) \Delta_i} x_1 \right)^2 \right\} \\
&\vdots \\
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_{k1} \partial \beta_{k2}} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{11i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{1}{p_{10i}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{10i}}{\partial \beta_{k2}} \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{01i}}{\partial \beta_{k2}} + \frac{1}{p_{00i}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k1}} \frac{\partial p_{00i}}{\partial \beta_{k2}} \right\} \\
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right) \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right) \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right) \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right) \\
&\quad + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right) \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right) \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_1} \frac{\partial \eta_1}{\partial \beta_{k1}} \right) \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \eta_2} \frac{\partial \eta_2}{\partial \beta_{k2}} \right) \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{p_{11i}p_{01i}}{P_{2i}\Delta_i} x_k \right) \left(\frac{p_{11i}p_{10i}}{P_{1i}\Delta_i} x_k \right) \right. \\
&\quad + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{p_{10i}p_{00i}}{(1-P_{2i})\Delta_i} x_k \right) \left(\frac{p_{11i}p_{10i}}{P_{1i}\Delta_i} x_k \right) \\
&\quad + \left(\frac{p_{01i}p_{00i}}{(1-P_{1i})\Delta_i} x_k \right) \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{p_{10i}p_{00i}}{(1-P_{2i})\Delta_i} x_k \right) \left(\frac{p_{10i}p_{00i}}{(1-P_{1i})\Delta_i} x_k \right) \right\}
\end{aligned}$$

Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap $\beta_1\theta$ dan $\beta_2\theta$ atau sebaliknya adalah samadengan nol. Hal ini disebabkan β_1 dan β_2 saling orthogonal terhadap θ .

4. Turunan kedua fungsi *log-natural likelihood* terhadap θ

$$\begin{aligned}
E \left(\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{(\partial \theta)^2} \right) &= - \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{p_{11i}} \left(\frac{\partial p_{11i}}{\partial \theta} \right)^2 + \frac{1}{p_{10i}} \left(\frac{\partial p_{10i}}{\partial \theta} \right)^2 \right. \\
&\quad \left. + \frac{1}{p_{01i}} \left(\frac{\partial p_{01i}}{\partial \theta} \right)^2 + \frac{1}{p_{00i}} \left(\frac{\partial p_{00i}}{\partial \theta} \right)^2 \right\} \\
&= \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{1}{p_{11i}} \left(\left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right) \right)^{-2} (1) \right) \right. \\
&\quad + \left(\frac{1}{p_{10i}} \left(\left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right) \right)^{-2} (1) \right) \\
&\quad + \left(\frac{1}{p_{01i}} \left(\left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right) \right)^{-2} (1) \right) \\
&\quad \left. + \left(\frac{1}{p_{00i}} \left(\left(\frac{1}{p_{11i}} + \frac{1}{p_{10i}} + \frac{1}{p_{01i}} + \frac{1}{p_{00i}} \right) \right)^{-2} (1) \right) \right\}
\end{aligned}$$

Keseluruhan dari turunan pertama fungsi *log-natural likelihood* terhadap parameter $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \theta)$ didapatkan dengan menjumlahkan persamaan (2.30) sampai dengan persamaan (2.35). Penaksir untuk $\boldsymbol{\beta}$ tidak dapat diperoleh secara langsung karena dihasilkan fungsi berbentuk implisit sehingga diperlukan model iterasi. Pada penelitian ini untuk mendapatkan penaksir $\boldsymbol{\beta}$ dari fungsi yang berbentuk implisit digunakan metode iterasi Newton-Raphson.

Adapun tahapan-tahapan yang dilakukan untuk mendapatkan penaksir untuk $\boldsymbol{\beta}$ dengan metode iterasi Newton-Raphson adalah diawali dengan mencari $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})$, dimana $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \left[\left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \right)^T \left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} \right)^T \left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \theta} \right)^T \right]$ dimana $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})$ dapat diuraikan menurut deret Taylor pada $(\boldsymbol{\beta}) = (\boldsymbol{\beta}_{(t)})$ sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) &= \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}_{(t)}) \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}_{(t)}} + \frac{1}{1!} \left(\frac{\partial \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}_{(t)}} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_{(t)}) \right) \\ &\quad + \frac{1}{2!} \left((\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_{(t)})^T \frac{\partial^2 \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}_{(t)})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}_{(t)}} (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_{(t)}) \right) \\ &\quad + \dots \end{aligned}$$

dimana $\frac{\partial^2 \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}_{(t)})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \Big|_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}_{(t)}} = \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}_{(t)})$, dengan $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}_{(t)})$ adalah matriks

Hessian diperoleh dari:

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & 0 \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{(\partial \theta)^2} \end{bmatrix}$$

maka persamaan $g(\beta)$ dapat ditulis menjadi :

$$g(\beta) = g(\beta_{(t)}) + \left(g_{(t)}(\beta - \beta_{(t)}) \right) + \frac{1}{2} \left((\beta - \beta_{(t)})^T H_{(t)} (\beta - \beta_{(t)}) \right) + \dots$$

Jika diambil hanya sampai order kedua maka didapatkan :

$$g(\beta) = g(\beta_{(t)}) + \left(g_{(t)}(\beta - \beta_{(t)}) \right) + \frac{1}{2} \left((\beta - \beta_{(t)})^T H_{(t)} (\beta - \beta_{(t)}) \right) \quad (2.37)$$

Untuk memaksimumkan fungsi dari $(\beta - \beta_{(t)})$ maka persamaan (2.37) diturunkan terhadap $(\beta - \beta_{(t)})$, kemudian disamadengankan nol, sehingga didapatkan :

$$0 = 0 + g(\beta_{(t)}) + H(\beta_{(t)})(\beta - \beta_{(t)})$$

$$g(\beta_{(t)}) + H(\beta_{(t)})(\beta - \beta_{(t)}) = 0$$

Apabila $\beta_{(t)}$ adalah solusi dari $g(\beta)$, maka $\beta_{(t+1)}$ adalah penyelesaian dari $g(\beta_{(t)})$, maka didapatkan :

$$g(\beta_{(t)}) + H(\beta_{(t)})(\beta - \beta_{(t)}) = 0$$

$$-g(\beta_{(t)}) = H(\beta_{(t)})(\beta - \beta_{(t)})$$

$$(\beta - \beta_{(t)}) = -H^{-1}(\beta_{(t)})g(\beta_{(t)})$$

$$\beta_{(t+1)} = -H^{-1}(\beta_{(t)})g(\beta_{(t)}), t = 0, 1, 2, \dots, \infty \quad (2.38)$$

Proses iterasi pada persamaan (2.38) berhenti jika :

$$\|\beta_{(t+1)} - \beta_{(t)}\| < \delta \text{ dengan,}$$

$$\|\beta_{(t+1)} - \beta_{(t)}\| = \|\beta_{(t+1)} - \beta_{(t)}\|_2$$

$$= \sqrt{(\beta_{(t+1)} - \beta_{(t)})^T (\beta_{(t+1)} - \beta_{(t)})}$$

dan δ adalah bilangan kecil sekali atau iterasi berhenti jika $t = T$, dengan T ditetapkan oleh peneliti.

2.5.7 Pengujian Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat

Untuk menguji kelayakan model yang diperoleh dari penaksiran parameter, dilakukan pengujian parameter model regresi logistik biner bivariat. Hal ini bertujuan untuk mengetahui apakah peubah bebas yang terdapat dalam model berpengaruh nyata atau tidak. Berikut ini dilakukan pengujian parameter model secara serentak menggunakan metode *likelihood ratio test* dengan hipotesisnya sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{k1} = \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{k2} = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{rs} \neq 0$$

dengan $r = 1, 2, \dots, k$ dan $s = 1, 2$.

Himpunan parameter dibawah populasi (Ω) :

$$\Omega = \{\beta_{01}, \beta_{11}, \dots, \beta_{k1}, \beta_{02}, \beta_{12}, \dots, \beta_{k2}, \gamma_0, \gamma_1\}$$

Himpunan parameter dibawah $H_0(\omega)$:

$$\omega = \{\gamma_0, \beta_{01}, \beta_{02}\}$$

Fungsi likelihood di bawah populasi ($L(\Omega)$) :

$$\begin{aligned} L(\Omega) &= \prod_{i=1}^n f(y_i; \boldsymbol{\beta}) \\ &= \prod_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{n_{11i}}{n} \right)^{y_{11i}} \left(\frac{n_{10i}}{n} \right)^{y_{10i}} \left(\frac{n_{01i}}{n} \right)^{y_{01i}} \left(\frac{n_{00i}}{n} \right)^{y_{00i}} \right\} \end{aligned}$$

dengan

n_{11i} = jumlah pengamatan i yang masuk pada kategori (1,1)

n_{10i} = jumlah pengamatan i yang masuk pada kategori (1,0)

n_{01i} = jumlah pengamatan i yang masuk pada kategori (0,1)

n_{00i} = jumlah pengamatan i yang masuk pada kategori (0,0)

n = total pengamatan

$$L(\hat{\Omega}) = \max_{\Omega} L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \{\hat{p}_{11i}^{y_{11i}} \hat{p}_{10i}^{y_{10i}} \hat{p}_{01i}^{y_{01i}} \hat{p}_{00i}^{y_{00i}}\}$$

Hasil dari $L(\hat{\Omega})$ didapatkan dengan menjumlahkan seluruh persamaan (2.30) sampai dengan persamaan (2.35).

$$\begin{aligned} L(\hat{\omega}) &= \max_{\omega} L(\omega) \\ &= \prod_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{n_{11i}}{n} \right)^{y_{11i}} \left(\frac{n_{10i}}{n} \right)^{y_{10i}} \left(\frac{n_{01i}}{n} \right)^{y_{01i}} \left(\frac{n_{00i}}{n} \right)^{y_{00i}} \right\} \\ \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} &= \frac{\prod_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{n_{11i}}{n} \right)^{y_{11i}} \left(\frac{n_{10i}}{n} \right)^{y_{10i}} \left(\frac{n_{01i}}{n} \right)^{y_{01i}} \left(\frac{n_{00i}}{n} \right)^{y_{00i}} \right\}}{\prod_{i=1}^n \{\hat{p}_{11i}^{y_{11i}} \hat{p}_{10i}^{y_{10i}} \hat{p}_{01i}^{y_{01i}} \hat{p}_{00i}^{y_{00i}}\}} \end{aligned}$$

Tolak H_0 jika $\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} < \mu_0 < 1$, dimana $0 < \mu_0 < 1$.

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] = 2 \ln L(\hat{\Omega}) - 2 \ln L(\hat{\omega}) \quad (2.39)$$

$$\begin{aligned} &= 2 \left\{ \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln \hat{p}_{11i} + y_{10i} \ln \hat{p}_{10i} + y_{01i} \ln \hat{p}_{01i} \right. \\ &\quad \left. + y_{00i} \ln \hat{p}_{00i}] \right\} \\ &\quad - 2 \sum_{i=1}^n \{n_{11i} \ln(n_{11i}) + n_{10i} \ln(n_{10i}) \\ &\quad + n_{01i} \ln(n_{01i}) + n_{00i} \ln(n_{00i})\} \end{aligned}$$

Keputusan untuk menolak H_0 jika $G_{hitung} > \chi_{\alpha, v}^2$, dimana v adalah banyaknya parameter model dibawah populasi dikurangi banyaknya parameter model dibawah H_0 . Kemudian nilai $\chi_{\alpha, v}^2$ dapat diperoleh pada Tabel. Mcculan dan nelder (1989) menyebutkan bahwa statistik G dalam persamaan (2.35) adalah

statistik *deviance*. Prinsipnya sama yaitu membandingkan nilai maksimum likelihood antara model yang lengkap dengan model regresi yang sedang dianalisis.

Pengujian koefisien regresi logistik biner bivariat secara parsial dilakukan dengan menggunakan uji Wald. Pada uji Wald, penaksir β_{rs} yang diperoleh melalui metode maksimum likelihood akan dibandingkan dengan simpangan baku dari penaksir β_{rs} . Uji Wald menggunakan statistik uji sebagai berikut.

$$Z = \frac{\hat{\beta}_{rs}}{SE(\hat{\beta}_{rs})} \quad (2.40)$$

Distribusi dari persamaan (2.40) adalah distribusi normal standar. Sehingga kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 apabila $Z < -Z_{\alpha/2}$ atau $Z > Z_{\alpha/2}$, dimana nilai $Z_{\alpha/2}$ dapat diperoleh pada Tabel. Kriteria pengambilan keputusan untuk pengujian hipotesis di atas, dapat juga menggunakan nilai probabilitas *P-Value*, yaitu tolak H_0 apabila $P[|Z| > W] < \alpha$.

2.6 Pemeriksaan Kesehatan (*Medical Check Up*)

Pemeriksaan laboratorium merupakan pemeriksaan untuk menunjang diagnosis penyakit, guna mendukung atau menyingkirkan diagnosis lainnya. Pemeriksaan laboratorium merupakan penelitian perubahan yang timbul pada penyakit dalam hal susunan kimia dan mekanisme biokimia tubuh (perubahan ini bisa penyebab atau akibat). Pemeriksaan laboratorium juga sebagai ilmu terapan untuk menganalisa cairan tubuh dan jaringan guna membantu petugas kesehatan dalam mendiagnosis dan mengobati pasien. Pada umumnya diagnosis penyakit dibuat berdasarkan gejala penyakit (keluhan dan tanda), dan gejala ini mengarahkan dokter pada kemungkinan penyebab penyakit (Nurmalasari, 2011).

Hasil-hasil pemeriksaan laboratorium merupakan dasar diagnosa, pengobatan, dan kemajuan dari kondisi suatu penyakit atau status kesehatan. Pemeriksaan laboratorium merupakan suatu

proses multiphase: mengidentifikasi kebutuhan dari pemeriksaan, permintaan pemeriksaan, sentral suplai/ permintaan laboratorium, persiapan pemeriksaan fisik dan edukasi pasien dan keluarga, pengumpulan, pemberian label dan penyimpanan spesimen, serta pendidikan kesehatan (Kee, 1997).

Menurut Henry dan Howanitz, para dokter memilih dan mengevaluasi uji-uji laboratorium dalam perawatan pasien sekurang-kurangnya satu dari alasan-alasan berikut ini :

1. Untuk menunjang diagnosis klinis.
2. Untuk menyingkirkan kemungkinan suatu diagnosis atau penyakit.
3. Untuk digunakan sebagai pedoman terapi atau manajemen.
4. Untuk digunakan sebagai panduan prognosis.
5. Untuk mendeteksi suatu penyakit (uji saring).

Dari lima hal di atas dapat disimpulkan bahwa pemeriksaan laboratorium memiliki fungsi dan manfaat sebagai berikut.

- Skrining atau uji saring adanya subklinis, dengan tujuan menentukan resiko terhadap suatu penyakit dan mendeteksi dini penyakit terutama bagi individu beresiko tinggi (walaupun tidak ada gejala atau keluhan).
- Konfirmasi pasti diagnosis, yaitu untuk memastikan penyakit yang diderita seseorang, berkaitan dengan penanganan yang akan diberikan dokter serta berkaitan erat dengan komplikasi yang mungkin saja dapat terjadi.
- Menemukan kemungkinan diagnosis yang dapat menyamakan gejala klinis.
- Membantu pemantauan pengobatan.
- Menyediakan informasi prognosis atau perjalanan penyakit, yaitu untuk memprediksi perjalanan penyakit dan berkaitan dengan terapi dan pengelolaan pasien selanjutnya.
- Memantau perkembangan penyakit, yaitu untuk memantau perkembangan penyakit dan memantau efektivitas terapi yang dilakukan agar dapat meminimalkan komplikasi yang dapat terjadi. Pemantauan ini sebaiknya dilakukan secara berkala.

- Mengetahui ada tidaknya kelainan atau penyakit yang banyak dijumpai dan potensial membahayakan.
- Memberi ketenangan baik pada pasien maupun klinisi karena tidak didapati penyakit (Nurmalasari, 2011).

Kesehatan kerja bertujuan untuk meningkatkan dan memelihara kesehatan guna meningkatkan kapasitas kerja, mencegah penyakit pada pekerja sebagai akibat dari kondisi kerjanya, penempatan dan pemeliharaan pekerja dalam lingkungan kerja sesuai dengan fisik dan psikologis. Sejalan dengan tujuan inilah maka penting untuk dilakukan pemeriksaan kesehatan kepada para pegawai sebagai screening terhadap kasus kesehatan mereka. Tujuan dari pemeriksaan kesehatan kepada pegawai adalah untuk memberi jaminan pegawai tersebut cocok untuk dipekerjakan dan tetap dalam keadaan bugar sepanjang masa kerja. Selain itu juga sebagai deteksi dini dan penanganan penyakit akibat kerja/ penyakit yang berhubungan dengan pekerjaan. Pelaksanaan dari pemeriksaan kesehatan pegawai juga memiliki landasan hukum yang mengatur, yaitu sesuai dengan **UU Kesehatan No.36/2009, Pasal 164-166**. Demikian halnya dengan **UU Ketenagakerjaan No.13/2003** yang juga mengatur tentang kesehatan kerja dalam satu paragraf dengan keselamatan kerja.

Dalam pemeriksaan medical check-up, terdapat paket-paket yang disediakan, disesuaikan dengan kebutuhan pasien. Berikut ini merupakan beberapa indikator kesehatan yang dianalisis.

1. Hematologi Lengkap

Tujuan pemeriksaannya untuk mengetahui gambaran sel-sel darah (sel darah merah, sel darah putih, trombosit), kadar hemoglobin, dan gambaran umum adanya kelainan tubuh. Pemeriksaan hematologi secara rutin dapat menentukan kualitas kesehatan. Beberapa aspek yang termasuk hematologi lengkap adalah Hemoglobin (Hb), Hematokrit (PCV), Eritrosit (RBC), MCH, MCHC, Leukosit (WBC), hitung jenis: Eosinofil, Basofil, Limfosit, Monosit, Trombosit, LED jam ke-1, LED jam ke-2.

Tujuan pemeriksaan hematologi adalah sebagai berikut (HI-Lab Diagnostic Center, 2014).

- Mendeteksi kelainan hematologi (anemia dan leukimia) bila timbul dugaan adanya kelainan jumlah dan fungsi dari sel darah.
- Kelainan sistemik (hati dan ginjal) yang dapat mempengaruhi sel darah baik bentuk maupun fungsinya.
- Membantu diagnosis penyakit infeksi dengan melihat kenaikan atau penurunan jumlah leukosit serta hitung jenisnya.

Limit nilai normal MCU untuk jenis pemeriksaan hematologi adalah sebagai berikut.

Tabel 2.3 Limit Nilai Normal MCU Hematologi Lengkap

Diagnosis	L/P	Normal
Hb	L	13,5-18
	P	11,5-16
PCV	L	40-45
	P	37-47
Eritrosit	L	4,5-6,5
	P	3-6
Leukosit		4.000-11.000
Hitung Jenis:		
Eosinophil		1-2
Basophil		0-1
Lymphosit		25-33
Monosit		3-12
Trombosit		150.000-400.000
LED	L	0-15
	P	0-20

Mendeteksi beberapa penyakit pendarahan yang berkaitan dengan kuantitas dan kualitas trombosit seperti demam berdarah dan ITP.

2. Urin Lengkap

Pemeriksaan urin rutin meliputi kimia (berat jenis, pH, leukosit esterase, nitrit, albumin, glukosa, keton, urobilinogen, bilirubin, darah), sedimen mikroskopis (eritrosit, leukosit, silinder, epitel sel, bakteri, kristal) dan makroskopis (warna dan kejernihan). Tujuan pemeriksaan ini adalah mendiagnosis dan memantau kelainan ginjal/saluran kemih termasuk infeksi saluran kemih (ISK) serta mendeteksi penyakit metabolik atau sistemik (Tim Laboratorium Klinik Prodia, 2014). Beberapa aspek yang termasuk urin lengkap adalah sedimen yang terdiri dari eritrosit, leukosit, dan epitel.

Tabel 2.4 Limit Nilai Normal MCU Urin Lengkap

Diagnosis	Normal
Sedimen:	
Eritrosit	0-1
Leukosit	1-4
Epitel	0-2

3. Fungsi Liver

Dalam pekerjaannya, hati membuat beberapa produk, termasuk jenis protein yang disebut sebagai enzim. Produk ini dapat keluar dari hati dan masuk aliran darah. Tingkat produk tersebut dapat diukur dalam darah. Kerusakan pada hati yang disebabkan penyakit dapat memungkinkan produk tersebut masuk ke aliran darah dengan tingkat yang lebih tinggi. Sehingga tes yang mengukur tingkat produk ini yang disebut dengan tes fungsi hati (*liver function test/LFT*), dapat menunjukkan tingkat kerusakan pada hati.

Tabel 2.5 Limit Nilai Normal MCU Fungsi Liver

Diagnosis	L/P	Normal
SGOT (AST)	L	10-35
	P	10-31
SGPT (ALT)	L	9-43
	P	9-36

Produk berikut biasanya diukur sebagai bagian dari tes fungsi hati (Tim Yayasan Spiritia, 2014).

- ALT (alanin aminotransferase), dahulu dikenal sebagai SGPT (serum glutamik piruvik transaminase)
- AST (aspartat aminotransferase), dahulu dikenal sebagai SGOT (serum glutamik oksaloasetik transaminase)
- Fosfatase alkali
- Bilirubin
- Albumin

4. Profil Lemak

Lemak yang sering disebut bahasa medis sebagai lipid, adalah salah satu sumber tenaga. Lemak mengangkut beberapa vitamin ke seluruh tubuh. Lemak dipakai untuk membuat hormon dan dinding sel, melindungi organ tubuh dan melumasi beberapa bagian tubuh yang bergerak. Namun terlalu banyak lemak dalam darah (yang disebut hiperlipidemia) dapat meningkatkan resiko penyakit jantung dan pankreatitis.

Sebagian besar lemak tubuh berbentuk sebagai trigliserida. Kolesterol adalah bentuk lemak yang lain. Agar dapat diangkut oleh darah, lemak dibungkus oleh beberapa molekul protein. Kumpulan lemak yang terbungkus protein ini disebut lipoprotein. Ukuran lipoprotein berbeda-beda. Yang lebih besar disebut lipoprotein kepadatan rendah (*low density lipoprotein*/LDL). Lipoprotein ini mengangkut lemak dari hati ke bagian tubuh lain. Terlalu banyak LDL dapat menyebabkan lemak menumpuk di dinding pembuluh nadi. Penyempitan ini dapat menyebabkan pengiriman oksigen ke otot jantung berkurang, dengan akibat serangan jantung. Lipoprotein yang lebih kecil disebut lipoprotein kepadatan tinggi (*high density lipoprotein*/HDL). HDL dianggap sebagai lipoprotein yang 'baik' karena mengeluarkan lemak dari pembuluh darah dan mengembalikannya ke hati untuk diproses lagi. Tingkat HDL yang tinggi melindungi dari penyakit jantung (Tim Yayasan Spiritia, 2014).

Pemeriksaan Profil lemak terdiri dari pemeriksaan Kolesterol total, HDL Kolesterol, LDL Kolesterol, dan Trigliserida. Terkadang dalam pelaporan hasil pemeriksaan laboratorium disertakan nilai rasio kolesterol/HDL Kolesterol. Profil lemak beserta pemeriksaan laboratorium lainnya bermanfaat untuk mengetahui apakah seseorang memiliki resiko terhadap penyakit jantung atau stroke yang disebabkan oleh penyumbatan pembuluh darah/pengerasan pembuluh darah (Parahita Diagnostic Center, 2014).

Tabel 2.6 Limit Nilai Normal MCU Profil Lemak

Diagnosis	Normal
Cholesterol Total	< 240
Trigliserida	< 200
HDL Cholesterol	> 40
LDL Cholesterol	<160

5. Fungsi Ginjal

Ginjal, yaitu sistem alami penyaringan tubuh, melakukan banyak fungsi penting. Fungsi ini termasuk menghilangkan bahan ampas sisa metabolisme dari aliran darah, mengatur keseimbangan tingkat air dalam tubuh, dan menahan pH (tingkat asam basa) pada cairan tubuh. Kurang lebih 1,5 liter darah dialirkan melalui ginjal setiap menit. Dalam ginjal, sisa senyawa kimia disaring dan dihilangkan dari tubuh (bersamaan dengan air berlebihan) sebagai air seni. Penyaringan ini dilakukan oleh bagian ginjal yang disebut glomeruli.

Banyak kerusakan berpengaruh pada kemampuan ginjal dalam melakukan tugasnya. Beberapa dapat mengakibatkan penurunan fungsi ginjal secara cepat (akut), yang lain dapat menyebabkan penurunan yang lebih lambat (kronis). Keduanya menghasilkan penumpukan bahan ampas yang toksik (racun) dalam darah. Tes fungsi ginjal dapat dilakukan untuk memantau ginjal, bila ada kerusakan apakah kerusakan dapat menjadi lebih berat ataupun pulih. Beberapa tes yang dilakukan untuk

memastikan fungsi hati, diantaranya sebagai berikut (Tim Yayasan Spiritia, 2013).

- Kecepatan penyaringan glomeruli (GFR)
- Tes keluaran kreatinin
- Tes lain yang penting: analisis urin, tekanan darah, dan keberadaan protein dalam urin, dsb.
- Tes Penunjang: Nitrogen Urea Darah (*blood urea nitrogen/BUN*), keluaran urea, asam urat, glukosa, dsb.

Tabel 2.7 Limit Nilai Normal MCU Fungsi Ginjal

Diagnosis	L/P	Normal
BUN		13,5-18
Creatinin	L	40-45
	P	37-47
Asam Urat	L	4,5-6,5
	P	3-6

6. Glukosa Darah

Di dalam darah kita didapati zat gula. Gula ini gunanya untuk dibakar agar mendapatkan kalori atau *energy*. Sebagian gula yang ada dalam darah adalah hasil penyerapan dari usus dan sebagian lagi dari hasil pemecahan simpanan energi dalam jaringan (Djojodibroto, 2001).

Glukosa dialirkan dalam sel darah untuk menghasilkan tenaga. Tingkat glukosa yang tinggi yang disebut hiperglisema, dapat merupakan tanda penyakit diabetes melitus. Gula darah yang tinggi lambat laun dapat merusak mata, saraf, ginjal, atau jantung. Tingkat yang tinggi ini dapat disebabkan oleh protease inhibitor (PI). Gula darah yang rendah disebut hipoglisema, dapat menyebabkan kelelahan. Ada tiga cara untuk mengukur tingkat gula darah : tes gula darah sewaktu, tes gula darah puasa, dan tes toleransi glukosa.

Di Indonesia lebih sering dilakukan tes gula darah setelah makan. Tes ini dimulai dengan tes gula darah puasa, kemudian pasien diminta untuk makan seperti biasa, dan darah pasien diperiksa lagi dua jam kemudian (Tim Yayasan Spiritia, 2014).

Tabel 2.8 Limit Nilai Normal MCU Glukosa Darah

Diagnosis	Normal
Glukosa Puasa	<100
Glukosa 2 Jam PP	<140

Ada beberapa hal yang menyebabkan gula darah naik, yaitu kurang berolah raga, bertambahnya jumlah makanan yang dikonsumsi, meningkatnya stress dan faktor emosi, penambahan berat badan dan usia, serta dampak perawatan dari obat, misalnya steroid (Fox & Kilvert, 2007).

7. Tekanan Darah

Tabel 2.9 Diagnosis Tekanan Darah

Diagnosis	Limit Nilai Normal
Normal	< 120/80 mmHg
Prehipertensi	120-139/80-89 mmHg
Hipertensi Grade 1	140-159/90-99 mmHg
Hipertensi Grade 2	>160/≥100 mmHg

Tekanan darah dapat diukur secara langsung dengan kaletor intra-arterial maupun secara tidak langsung dengan stigmomamometer. Tabel 2.9 menunjukkan standar pengukuran tekanan darah (Tim Parahita Diagnostic Center, 2014).

8. ECG

ECG/EKG atau elektrokardiografi adalah pencatatan grafik variasi-variasi potensial listrik yang disebabkan oleh aktivitas listrik otot jantung dan terdeteksi pada permukaan tubuh. EKG adalah suatu metode untuk mempelajari kerja otot jantung sehingga dapat diagnosis abnormalitas jantung dan kecenderungan atau perubahan fungsi jantung. Electrocardiograph adalah alat untuk melakukan elektrokardiografi sedangkan electrocardiogram adalah kertas yang mencatat grafik variasi-variasi potensial listrik yang disebabkan oleh eksitasi otot jantung dan terdeteksi pada permukaan tubuh (Tim Laboratorium Klinik Prodia, 2014).

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari hasil *medical check up* Pegawai Negeri Sipil (PNS) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) pada tahun 2013/2014. Jumlah data sebanyak 620 PNS. Pegawai Negeri Sipil (PNS) tersebut terdiri dari Dosen dan Karyawan yang memiliki latar belakang pendidikan Non Sarjana, S1, S2, dan S3.

3.2 Variabel Penelitian

Pada subbab ini penjelasan terkait variabel penelitian akan dilakukan terpisah sesuai dengan metode yang dilakukan, yaitu variabel penelitian pada analisis log linier dan variabel penelitian pada analisis regresi logistik biner bivariat.

3.2.1 Variabel Penelitian Pada Analisis Log Linier

Secara rinci, variabel yang digunakan dalam analisis log linier ditunjukkan pada tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian Analisis Log Linier

Variabel	Nama Variabel	Kategori
X1	Fungsi Ginjal	0 : Normal
		1 : Tidak Normal
X2	Glukosa Darah	0 : Normal
		1 : Tidak Normal

Tabel 3.1 Variabel Penelitian Analisis Log Linier (Lanjutan)

Variabel	Nama Variabel	Kategori
X3	Hematologi	0 : Normal
		1 : Tidak Normal
X4	Profil Lemak	0 : Normal
		1 : Tidak Normal
X5	Urin	0 : Normal
		1 : Tidak Normal
X6	Fungsi Liver	0 : Normal
		1 : Tidak Normal

3.2.2 Variabel Penelitian Pada Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat

Secara rinci, variabel yang digunakan dalam analisis regresi logistik biner bivariat ditunjukkan pada tabel 3.3. Oleh karena keterbatasan data sekunder yang ada, maka beberapa faktor-faktor lain yang mungkin berpengaruh terhadap fungsi ginjal dan glukosa darah tidak diikutkan dalam analisis.

Tabel 3.3 Variabel Penelitian Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat

Variabel	Nama Variabel	Kategori
X1	Usia	Kontinu
X2	Lama Kerja	Kontinu
X3	Asam Urat	Kontinu
X4	Pendidikan Terakhir	1 : Non Sarjana
		2 : S1
		3 : S2
		4 : S3

Tabel 3.3 Variabel Penelitian Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat
(Lanjutan)

Variabel	Nama Variabel	Kategori
X5	Tekanan Darah	0 : Normal
		1 : Prehipertensi
		2 : Hipertensi Grade 1
		3 : Hipertensi Grade 2
Y1	Fungsi Ginjal	0 : Normal
		1 : Tidak Normal
Y2	Glukosa Darah	0 : Normal
		1 : Tidak Normal

3.3 Definisi Operasional Variabel

Definisi dari masing-masing variabel adalah sebagai berikut.

1. Hematologi
Berkaitan dengan darah dan jaringan pembentuk darah yang merupakan salah satu sistem organ terbesar di dalam tubuh.
2. Urin
Merupakan produk limbah cair yang disaring dari darah oleh ginjal, disimpan di dalam kandung kemih, dan dikeluarkan dari tubuh melalui uretra dengan tindakan berkemih atau buang air kecil.
3. Fungsi Liver
Berkaitan dengan kinerja organ hati.
4. Profil Lemak
Lemak yang sering disebut bahasa medis sebagai lipid, adalah salah satu sumber tenaga. Lemak mengangkut beberapa vitamin ke seluruh tubuh. Lemak dipakai untuk membuat hormon dan dinding sel, melindungi organ tubuh dan melumasi beberapa bagian tubuh yang bergerak.

5. **Fungsi Ginjal**
Ginjal, yaitu sistem alami penyaringan tubuh, melakukan banyak fungsi penting. Fungsi ini termasuk menghilangkan bahan ampas sisa metabolisme dari aliran darah, mengatur keseimbangan tingkat air dalam tubuh, dan menahan pH (tingkat asam basa) pada cairan tubuh.
6. **Glukosa Darah**
Glukosa yang dialirkan dalam sel darah untuk menghasilkan tenaga.
7. **Tekanan Darah**
Suatu tenaga yang digunakan atau dipakai oleh darah yang dipompakan dari jantung ke seluruh jaringan tubuh melalui pembuluh darah (Sunanto, 2009).
8. **Pendidikan Terakhir**
Pendidikan formal terakhir yang telah selesai ditempuh.
9. *Gender*
Keadaan individu yang lahir secara biologis sebagai laki-laki ataupun perempuan.
10. **Usia**
Keberadaan seseorang hidup yang diukur dalam satuan waktu tahun Masehi.
11. **Lama Kerja**
Lama waktu atau masa kerja seseorang yang diukur dalam tahun.
12. **Asam Urat**
Asam urat adalah salah satu sisa metabolisme protein dalam darah. Asam urat dihasilkan oleh tubuh itu sendiri, melalui proses reaksi kimia yang terjadi dalam sistem sel, jaringan, atau organ. Sisa atau ampas dari proses metabolisme ini tidak berguna bagi tubuh dan harus dibuang melalui ginjal atau saluran urin (Sunanto, 2009).

3.4 Metode Analisa Data

Pada subbab ini penjelasan terkait metode analisa data akan dilakukan terpisah sesuai dengan metode yang dilakukan, yaitu pada analisis log linier dan analisis regresi logistik biner bivariat. Pada permulaan dilakukan analisa statistika deskriptif, uji independensi, dan analisa tabel kontingensi.

3.4.1 Metode Analisa Data Pada Analisis Log Linier

Metode analisa log linier dilakukan dengan langkah-langkah sebagai berikut.

1. Membentuk model log linear dari tabel dua dimensi untuk mencari model matematis secara pasti serta level mana yang cenderung menimbulkan adanya hubungan atau dependensi.
2. Melakukan uji *goodness of fits* dengan menggunakan uji *chi-square pearson* dan *ratio likelihood* untuk menguji hipotesis dari tiap model yang terbentuk.
3. Menarik kesimpulan.

3.4.2 Metode Analisa Data Pada Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat

Metode analisis regresi logistik biner bivariat akan dilakukan dengan mendapatkan faktor-faktor yang mempengaruhi Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah dengan langkah-langkah sebagai berikut.

1. Mengkategorikan variabel respon.
2. Membuat model regresi logistik biner bivariat secara parsial untuk setiap peubah bebas yang bertujuan untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh dari seriap variabel bebas terhadap variabel respon dengan menggunakan uji rasio likelihood.
3. Meregresikan semua variabel bebas yang signifikan pada langkah ke-3 untuk mendapatkan model regresi logistik biner bivariat.

4. Melakukan pengujian hipotesis terhadap parameter regresi logistik biner bivariat pada langkah ke-4 yaitu pengujian secara serentak maupun parsial.
5. Menarik kesimpulan.

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Statistik Deskriptif

Untuk mengetahui karakteristik PNS ITS yang melakukan *medical check-up* berdasarkan indikator kesehatan dapat dilakukan analisis deskriptif yang digambarkan melalui Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Karakteristik Indikator Kesehatan PNS ITS yang Melakukan *Medical Check-Up*

Variabel	Kategori	Persentase
Hematologi	Normal	36,9%
	Tidak Normal	63,1%
Urin	Normal	57,4%
	Tidak Normal	42,6%
Liver	Normal	92,7%
	Tidak Normal	7,3%
Lemak	Normal	32,9%
	Tidak Normal	67,1%
Ginjal	Normal	69,5%
	Tidak Normal	30,5%
Glukosa	Normal	67,1%
	Tidak Normal	32,9%
ECG	Normal	70,3%
	Tidak Normal	29,7%
Tekanan Darah	Normal	69,5%
	Tidak Normal	30,5%

Dari Tabel 4.1 diketahui bahwa mayoritas PNS yang melakukan *medical check-up* memiliki kondisi hematologi yang

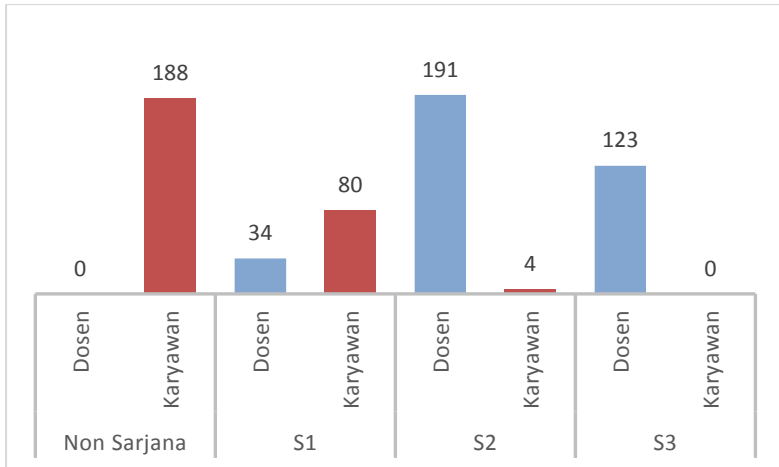
tidak normal yaitu sebanyak 63,1%, urin yang normal yaitu sebanyak 57,4%, liver yang normal yaitu sebanyak 92,7%, lemak yang tidak normal yaitu sebanyak 67,1%, ginjal yang normal yaitu sebanyak 69,5%, glukosa yang normal yaitu sebanyak 67,1%, tekanan darah yang normal yaitu sebanyak 69,5%, serta ECG yang normal yaitu sebanyak 70,3%.

Tabel 4.2 Karakteristik PNS ITS yang Melakukan *Medical Check-Up*

Variabel	Kategori	Persentase
Gender	Laki-laki	76,3%
	Perempuan	23,7%
Pendidikan Terakhir	Non Sarjana	30,3%
	S1	18,4%
	S2	31,5%
	S3	19,8%
Status Pekerjaan	Dosen	56,1%
	Karyawan	43,9%

Pada *gender* PNS ITS yang melakukan *medical check-up* diketahui bahwa mayoritas PNS ITS merupakan laki-laki sebesar 76,3%, sedangkan PNS ITS perempuan sebesar 23,7%. Untuk klasifikasi pekerjaan dan pendidikan PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Sebagai institusi pendidikan, tentunya dosen memiliki peran yang lebih banyak, sehingga jumlah dosen lebih banyak apabila dibandingkan dengan karyawan. Banyaknya dosen sebesar 56,1% sedangkan karyawan 43,9%. Sedangkan pada latar belakang pendidikannya, pendidikan terakhir S2 menempati urutan terbanyak sebesar 31,5%, diikuti non sarjana yang berada pada urutan kedua sebanyak 30,3%, dan selanjutnya adalah S3 dan S1 yang masing-masing sebesar 19,3% dan 18,4%.

Hubungan antara jenis pekerjaan dan pendidikan terakhir lebih jelas apabila digambarkan menggunakan histogram sebagai berikut.



Gambar 4.1 Jenis Pekerjaan dan Pendidikan Terakhir PNS ITS yang Melakukan *Medical Check Up*

Gambar 4.1 menunjukkan hubungan antara jenis pekerjaan dan latar belakang pendidikan terakhir. Dari gambar dapat diketahui bahwa jenjang yang diharuskan untuk dosen lebih tinggi dibandingkan dengan karyawan.

Dari Tabel 4.3 dapat diketahui secara jelas bahwa nilai rata-rata umur PNS ITS yang melakukan *medical check-up* adalah 51,38 tahun dengan umur maksimumnya 68 tahun, umur minimumnya 27 tahun, dan nilai variansinya sebesar 40,36. Sedangkan untuk variabel lama kerja, diketahui bahwa rata-rata PNS ITS bekerja selama 26 tahun, lama kerja terlama adalah 41 tahun, lama kerja yang paling singkat adalah 5 tahun, dan nilai variansinya sebesar 27. Kemudian untuk variabel asam urat diketahui bahwa rata-rata nilai asam urat sebesar 6,1. Hal ini menunjukkan bahwa rata-rata PNS ITS memiliki kondisi asam urat yang baik, walaupun nilainya berada di ambang batas kenormalan. Nilai tertinggi sebesar 11,3, nilai terendahnya sebesar 1,5, dan varian sebesar 5,8.

Tabel 4.3 Nilai Mean, Minimum, Maximum, dan Varian pada Variabel Bebas Umur, Lama Kerja, dan Asam Urat

Variabel	Perhitungan	Nilai
Umur (dalam Tahun)	Mean	51,38
	Min	27
	Max	68
	Varian	40,36
Lama Kerja (dalam Tahun)	Mean	26,04
	Min	5
	Max	41
	Varian	64,41
Asam Urat	Mean	6,11
	Min	1,5
	Max	11,3
	Varian	2,39

4.2 Tabulasi Silang Dua Dimensi

Berikut merupakan tabulasi silang antara profil lemak dan hematologi PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.4 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 44,5% PNS ITS memiliki profil lemak dan hematologi yang tidak normal.

Tabel 4.4 Crosstab Profil Lemak dan Hematologi

Variabel		Hematologi		Total
		Normal	Tidak Normal	
Profil Lemak Normal	<i>Count</i>	89	115	204
	<i>% of Total</i>	14,4%	18,5%	32,9%
Profil Lemak Tidak Normal	<i>Count</i>	140	276	416
	<i>% of Total</i>	22,6%	44,5%	67,1%
Total	<i>Count</i>	229	391	620
	<i>% of Total</i>	36,9%	63,1%	100%

Berikut ini merupakan tabulasi silang antara fungsi ginjal dan hematologi PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.5 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 40,5% PNS ITS memiliki fungsi ginjal normal dan hematologi yang tidak normal.

Tabel 4.5 Crosstab Fungsi Ginjal dan Hematologi

Variabel		Hematologi		Total
		Normal	Tidak Normal	
Fungsi Ginjal Normal	<i>Count</i>	180	251	431
	<i>% of Total</i>	29%	40,5%	69,5%
Fungsi Ginjal Tidak Normal	<i>Count</i>	49	140	189
	<i>% of Total</i>	7,9%	22,6%	30,5%
Total	<i>Count</i>	229	391	620
	<i>% of Total</i>	36,9%	63,1%	100%

Berikut merupakan tabulasi silang antara urin dan glukosa darah PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.6 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 41,1% PNS ITS memiliki glukosa darah tidak normal dan urin yang normal.

Tabel 4.6 Crosstab Urin Lengkap dan Glukosa Darah

Variabel		Urin		Total
		Normal	Tidak Normal	
Glukosa Darah Normal	<i>Count</i>	255	161	416
	<i>% of Total</i>	41,1%	26%	67,1%
Glukosa Darah Tidak Normal	<i>Count</i>	101	103	204
	<i>% of Total</i>	16,3%	16,6%	32,9%
Total	<i>Count</i>	356	264	620
	<i>% of Total</i>	57,4%	42,6%	100%

Berikut ini merupakan tabulasi silang antara fungsi ginjal dan fungsi liver PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.7 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 66% PNS ITS memiliki fungsi ginjal dan fungsi liver yang normal.

Tabel 4.7 *Crosstab* Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal

Variabel		Fungsi Liver		Total
		Normal	Tidak Normal	
Fungsi Ginjal Normal	<i>Count</i>	409	22	431
	<i>% of Total</i>	66%	3,5%	69,5%
Fungsi Ginjal Tidak Normal	<i>Count</i>	166	23	189
	<i>% of Total</i>	26,8%	3,7%	30,5%
Total	<i>Count</i>	575	45	620
	<i>% of Total</i>	92,7%	7,3%	100%

Tabel 4.8 *Crosstab* Fungsi Liver dan Glukosa Darah

Variabel		Fungsi Liver		Total
		Normal	Tidak Normal	
Glukosa Darah Normal	<i>Count</i>	392	24	416
	<i>% of Total</i>	63,2%	3,9%	67,1%
Glukosa Darah Tidak Normal	<i>Count</i>	183	21	204
	<i>% of Total</i>	29,5%	3,4%	32,9%
Total	<i>Count</i>	575	45	620
	<i>% of Total</i>	92,7%	7,3%	100%

Tabel 4.8 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 63,2% PNS ITS memiliki fungsi liver dan glukosa darah yang normal. Sedangkan Tabel 4.9 merupakan tabulasi silang antara fungsi ginjal dan profil lemak PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.9 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 44% PNS ITS memiliki fungsi ginjal yang normal dan profil lemak tidak normal. Sedangkan Tabel 4.10 merupakan tabulasi silang antara profil lemak dan glukosa darah PNS ITS yang melakukan *medical check up*.

Tabel 4.9 *Crosstab* Profil Lemak dan Fungsi Ginjal

Variabel		Profil Lemak		Total
		Normal	Tidak Normal	
Fungsi Ginjal Normal	<i>Count</i>	158	273	431
	<i>% of Total</i>	25,5%	44%	69,5%
Fungsi Ginjal Tidak Normal	<i>Count</i>	46	143	189
	<i>% of Total</i>	7,4%	23,1%	30,5%
Total	<i>Count</i>	204	416	620
	<i>% of Total</i>	32,9%	67,1%	100%

Tabel 4.10 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 41,9% PNS ITS memiliki profil lemak tidak normal dan glukosa darah yang normal.

Tabel 4.10 *Crosstab* Glukosa Darah dan Profil Lemak

Variabel		Profil Lemak		Total
		Normal	Tidak Normal	
Glukosa Darah Normal	<i>Count</i>	156	260	416
	<i>% of Total</i>	25,2%	41,9%	67,1%
Glukosa Darah Tidak Normal	<i>Count</i>	48	156	204
	<i>% of Total</i>	7,7%	25,2%	32,9%
Total	<i>Count</i>	204	416	620
	<i>% of Total</i>	32,9%	67,1%	100%

Tabel 4.11 *Crosstab* Glukosa Darah dan Fungsi Ginjal

Variabel		Fungsi Ginjal		Total
		Normal	Tidak Normal	
Glukosa Darah Normal	<i>Count</i>	311	105	416
	<i>% of Total</i>	50,2%	16,9%	67,1%
Glukosa Darah Tidak Normal	<i>Count</i>	120	84	204
	<i>% of Total</i>	19,4%	13,5%	32,9%
Total	<i>Count</i>	431	189	620
	<i>% of Total</i>	69,5%	30,5%	100%
	<i>% of Total</i>	69,5%	30,5%	100%

Tabel 4.11 merupakan tabulasi silang antara fungsi ginjal dan glukosa darah PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Tabel 4.11 menunjukkan apabila diamati jumlah dari masing-masing level kolom, terlihat persentase yang paling besar yaitu 50,2% PNS ITS memiliki fungsi ginjal dan glukosa darah yang normal.

4.3 Uji Independensi

Sebelum dilakukan penentuan model yang dapat menggambarkan hubungan antara variabel penelitian, terlebih dahulu dilakukan uji independensi untuk menguji hubungan antar indikator kesehatan.

Tabel 4.12 Uji *Chi-Square* antar Indikator Kesehatan

Variabel	<i>p_value</i>
Hematologi*Lemak	0,016
Hematologi*Ginjal	0
Urin*Glukosa	0,005
Liver*Ginjal	0,002
Liver*Glukosa	0,041
Lemak*Ginjal	0,003
Lemak*Glukosa	0,001
Ginjal*Glukosa	0

Pada Tabel 4.12 dapat diketahui bahwa terdapat hubungan independensi antar variabel indikator kesehatan berikut. Hematologi memiliki hubungan dengan lemak dan ginjal. Urin memiliki hubungan dengan glukosa. Liver memiliki hubungan dengan ginjal dan glukosa. Lemak memiliki hubungan dengan ginjal dan glukosa. Ginjal memiliki hubungan dengan glukosa dan tekanan darah. Kemudian glukosa memiliki hubungan dengan tekanan darah.

4.4 Analisis Log Linier

Pada analisis log linier akan dilakukan pada indikator kesehatan, langkah-langkah yang dilakukan meliputi uji K-way, Uji Asosiasi Parsial, dan Estimasi Parameter. Analisis dilakukan menggunakan program SPSS 20.

4.4.1 Analisis Log Linier pada Hematologi dan Profil Lemak

4.4.1.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.13 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.13 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	122,586	0	134,335	0
	2	1	5,788	0,016	5,845	0,016

Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai K=2, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 5,788 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,016. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 122,586 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu

0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.14 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	116,798	0	134,335	0
	2	1	5,788	0,016	5,845	0,016

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.14, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 116,798 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 5,788 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,016. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.1.2 Uji Asosiasi Parsial

Uji asosiasi parsial merupakan suatu uji untuk melihat dependensi masing-masing efek. Statistik uji yang digunakan adalah *Partial Chi-Square* dengan kriteria penolakan $Partial Chi-Square > \chi^2_{(df,\alpha)}$.

Tabel 4.15 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel profil lemak sama dengan nol

H_1 : Efek variabel profil lemak tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel profil lemak ada.

Tabel 4.15 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Lemak	1	73,973	0
Hematologi	1	42,824	0

H_0 : Efek variabel hematologi sama dengan nol

H_1 : Efek variabel hematologi tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $42,824 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel hematologi ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel profil lemak dan hematologi. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel profil lemak dan hematologi adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel profil lemak dengan variabel hematologi, dimana pengaruh efek utama variabel profil lemak dan variabel hematologi juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah hematologi normal dan profil lemak normal, yaitu dengan $Z = 2,414$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan hematologi dan profil lemak.

4.4.2 Analisis Log Linier pada Hematologi dan Fungsi Ginjal

4.4.2.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.16 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol. Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai K=2, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 14,613 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Tabel 4.16 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	154,453	0	137,432	0
	2	1	14,613	0	14,148	0

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 154,453 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.17 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	139,840	0	123,285	0
	2	1	14,613	0	14,148	0

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.17, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 139,840 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 14,613 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.2.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.18 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Ginjal	1	97,016	0
Hematologi	1	42,824	0

Tabel 4.18 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel fungsi ginjal sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi ginjal tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $97,016 > 3,841$ atau $p_value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel fungsi ginjal ada.

H_0 : Efek variabel hematologi sama dengan nol

H_1 : Efek variabel hematologi tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $42,824 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel hematologi ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel fungsi ginjal dan hematologi. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel fungsi ginjal dan hematologi adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan variabel hematologi, dimana pengaruh efek utama variabel fungsi ginjal dan variabel hematologi juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah hematologi normal dan fungsi ginjal normal, yaitu dengan $Z = 3,707$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan hematologi dan fungsi ginjal.

4.4.3 Analisis Log Linier pada Urin dan Glukosa Darah

4.4.3.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.19 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.19 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	95,418	0	101,006	0
	2	1	7,742	0	7,780	0

Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 7,742 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 95,418 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.20 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	87,676	0	93,227	0
	2	1	7,742	0	7,780	0

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.20, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 87,676 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 7,742 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.3.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.21 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Glukosa	1	73,973	0
Urin	1	13,702	0

Tabel 4.21 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel glukosa darah sama dengan nol

H_1 : Efek variabel glukosa darah tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai $partial\ chi-square > \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau $p-value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel glukosa darah ada.

H_0 : Efek variabel urin sama dengan nol

H_1 : Efek variabel urin tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai $partial\ chi-square > \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $13,702 > 3,841$ atau $p-value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel urin ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel glukosa darah dan urin. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel urin dan glukosa darah adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel urin dengan variabel glukosa darah, dimana pengaruh efek utama variabel urin dan variabel glukosa darah juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval $-1,96$ s/d $1,96$ yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval $-1,96$ s/d $1,96$ adalah glukosa darah normal dan urin normal, yaitu dengan $Z = 2,779$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan glukosa darah dan urin.

4.4.4 Analisis Log Linier pada Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal

4.4.4.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.22 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.22 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	642,790	0	643,548	0
	2	1	8,999	0	9,742	0

Pada pengujian efek order ke- K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 8,999 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 642,790 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.23 K-Way Effects

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
K-way Effects ^b	1	2	633,791	0	633,806	0
	2	1	8,999	0,003	9,742	0,002

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.23, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 633,791 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 8,999 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.4.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.24 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Ginjal	1	97,016	0
Liver	1	536,776	0

Tabel 4.24 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel fungsi ginjal sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi ginjal tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $97,016 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel ginjal ada.

H_0 : Efek variabel fungsi liver sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi liver tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $536,776 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel liver ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel fungsi ginjal dan fungsi liver. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel fungsi ginjal dan fungsi liver adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan variabel fungsi liver, dimana pengaruh efek utama variabel fungsi ginjal dan variabel fungsi liver juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval - 1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi.

Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah fungsi ginjal normal dan fungsi liver normal, yaitu dengan $Z = 3,054$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan fungsi ginjal dan fungsi liver.

4.4.5 Analisis Log Linier pada Fungsi Liver dan Glukosa Darah

4.4.5.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.25 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.25 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	614,711	0	594	0
	2	1	3,962	0,047	4,163	0,041

Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 3,962 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,047. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 614,711 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu

0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.26 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	610,749	0	589,834	0
	2	1	3,962	0,047	4,163	0,041

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.26, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 610,749 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 3,962 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,047. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.5.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.27 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Glukosa	1	73,973	0
Liver	1	536,776	0

Tabel 4.27 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel glukosa darah sama dengan nol

H_1 : Efek variabel glukosa darah tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel glukosa ada.

H_0 : Efek variabel fungsi liver sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi liver tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $97,016 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel liver ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel glukosa darah dan fungsi liver. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel fungsi liver dan glukosa darah adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel fungsi liver dengan variabel glukosa darah, dimana pengaruh efek utama variabel fungsi liver dan variabel glukosa darah juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah glukosa darah normal dan fungsi liver normal, yaitu dengan $Z = 2,040$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan glukosa darah dan fungsi liver.

4.4.6 Analisis Log Linier pada Fungsi Ginjal dan Profil Lemak

4.4.6.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.28 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.28 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	180,313	0	167,471	0
	2	1	9,324	0,002	9,033	0,003

Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai K=2, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 9,324 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,002. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 180,313 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.29, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Tabel 4.29 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	170,989	0	158,438	0
	2	1	9,324	0,002	9,033	0,003

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 170,989 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 9,324 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0,002. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.6.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.30 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Ginjal	1	97,016	0
Lemak	1	73,973	0

Tabel 4.30 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel fungsi ginjal sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi ginjal tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai $partial\ chi-square > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau $p-value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel ginjal ada.

H_0 : Efek variabel profil lemak sama dengan nol

H_1 : Efek variabel profil lemak tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel lemak ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel fungsi ginjal dan profil lemak. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel fungsi ginjal dan profil lemak adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan variabel profil lemak, dimana pengaruh efek utama variabel fungsi ginjal dan variabel profil lemak juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah fungsi ginjal normal dan profil lemak normal, yaitu dengan $Z = 2,965$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan fungsi ginjal dan profil lemak.

4.4.7 Analisis Log Linier pada Glukosa Darah dan Profil Lemak

4.4.7.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.31 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 12,506 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Tabel 4.31 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	160,453	0	145,006	0
	2	1	12,506	0	12,101	0,001

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 160,453 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.32 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	147,947	0	132,905	0
	2	1	12,506	0	12,101	0,001

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.32, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai K=1, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 147,947 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 12,506 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.7.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.33 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Glukosa	1	73,973	0
Lemak	1	73,973	0

Tabel 4.33 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel glukosa darah sama dengan nol

H_1 : Efek variabel glukosa darah tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau $p_value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel glukosa ada.

H_0 : Efek variabel profil lemak sama dengan nol

H_1 : Efek variabel profil lemak tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau $p_value < 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel profil lemak ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel profil lemak dan glukosa darah. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel profil lemak dan glukosa darah adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel profil lemak dengan variabel glukosa darah, dimana pengaruh efek utama variabel profil lemak dan variabel glukosa darah juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi. Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah glukosa darah normal dan profil lemak normal, yaitu dengan $Z = 3,43$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan glukosa darah dan profil lemak.

4.4.8 Analisis Log Linier pada Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah

4.4.8.1 Uji K-Way

Pada Tabel 4.34 dapat diketahui hasil pengujian interaksi pada derajat K dan lebih tinggi sama dengan nol.

Tabel 4.34 *K-Way and Higher-Order Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	1	3	187,011	0	213,561	0
	2	1	16,022	0	16,404	0

Pada pengujian efek order ke-K atau lebih sama dengan nol dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 16,022 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu

0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu atau lebih sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu atau lebih tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 187,011 > \chi^2_{(3,5\%)} = 7,815$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu atau lebih terdapat dalam model.

Tabel 4.35 *K-Way Effects*

Uraian	K	df	Likelihood Ratio		Pearson	
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.
<i>K-way Effects^b</i>	1	2	170,989	0	197,158	0
	2	1	16,022	0	16,404	0

Pada pengujian efek order ke-K sama dengan nol, yang ditunjukkan pada Tabel 4.35, dianalisis sebagai berikut.

Untuk nilai $K=1$, hipotesis:

H_0 : Efek order kesatu sama dengan nol

H_1 : Efek order kesatu tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 170,989 > \chi^2_{(2,5\%)} = 5,991$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kesatu terdapat dalam model.

Untuk nilai $K=2$, hipotesis:

H_0 : Efek order kedua sama dengan nol

H_1 : Efek order kedua tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai statistik uji $G^2_{hit} = 16,022 > \chi^2_{(1,5\%)} = 3,841$ atau dapat dilihat dari nilai P_value yang kurang dari nilai $\alpha = 0,05$ yaitu 0. Sehingga H_1 didukung oleh data dan dapat dinyatakan bahwa efek interaksi orde kedua terdapat dalam model.

4.4.8.2 Uji Asosiasi Parsial

Tabel 4.36 Asosiasi Parsial

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>
Glukosa	1	73,973	0
Ginjal	1	97,016	0

Tabel 4.36 merupakan hasil uji asosiasi parsial, dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Efek variabel glukosa darah sama dengan nol

H_1 : Efek variabel glukosa darah tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $73,973 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel glukosa ada.

H_0 : Efek variabel fungsi ginjal sama dengan nol

H_1 : Efek variabel fungsi ginjal tidak sama dengan nol

Diperoleh nilai *partial chi-square* $> \chi^2_{(1,5\%)}$ yaitu $97,016 > 3,841$ atau *p-value* $< 0,05$ sehingga tolak H_0 yang berarti efek variabel ginjal ada.

Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antara variabel fungsi ginjal dan glukosa darah. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari variabel fungsi ginjal dan glukosa darah adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

Interpretasi dari model adalah adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan variabel glukosa darah, dimana pengaruh efek utama variabel fungsi ginjal dan variabel glukosa darah juga masuk ke dalam model.

Untuk mengetahui kategori yang menyebabkan dependensi, dapat dilihat dari nilai Z setiap sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 yang bersesuaian dengan nilai *adjusted residual*. Jika memenuhi, maka sel tersebut cenderung menyebabkan dependensi.

Dari pengolahan menggunakan SPSS, didapatkan nilai Z sel yang berada di luar interval -1,96 s/d 1,96 adalah glukosa darah normal dan fungsi ginjal normal, yaitu dengan $Z = 4,017$. Sehingga, terdapat dependensi antara kenormalan glukosa darah dan fungsi ginjal.

4.5 Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat

Model regresi biner bivariat akan diaplikasikan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah pada hasil *medical check-up* PNS ITS. Langkah-langkah yang dilakukan meliputi penaksiran parameter model regresi logistik biner bivariat, pengujian parameter model regresi logistik biner bivariat, analisis regresi logistik biner bivariat secara parsial, dan interpretasi model akhir. Berikut merupakan hasil analisis regresi logistik biner bivariat secara parsial menggunakan program **R 3.1.2**

4.5.1 Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat Secara Parsial Pada Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah Hasil *Medical Check-Up* PNS ITS

Pada Tabel 4.37 diketahui bahwa dengan menggunakan *Likelihood Ratio Test* (G), variabel bebas usia tidak signifikan pengaruhnya terhadap variabel respon fungsi ginjal dan glukosa darah. Hal ini diketahui dari nilai rasio likelihood (G) sebesar 13,09263 yang kurang dari nilai Tabel $\chi^2_{0,05}$ sebesar 24,996. Demikian halnya pada variabel lama kerja, tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon fungsi ginjal dan glukosa darah. Hal ini diketahui dari nilai rasio likelihood sebesar 14,4. Namun pada variabel bebas asam urat, variabel ini berpengaruh secara signifikan terhadap variabel respon fungsi ginjal dan glukosa darah yang diketahui dari nilai rasio likelihood (G) sebesar 80,99897 yang lebih besar dari nilai Tabel $\chi^2_{0,05}$ sebesar 24,996.

Tabel 4.37 Analisis Regresi Logistik Secara Parsial

Variabel	Parameter	Koefisien	Standar Error	Z
Usia (X1)	β_{01}	0,95534	0,107521	8,88514
	β_{02}	1,04384	0,112800	9,25382
	γ_0	0,69938	0,241034	2,90160
	β_{11}	-0,18381	0,082998	-2,21466
	β_{12}	-0,44050	0,086295	-5,10451
	γ_1	-0,0300	0,183105	-0,16384
<i>Likelihood Ratio Test (G) : 13,09263 , df=15</i>				
Lama Kerja (X2)	β_{01}	0,935519	0,101895	9,18124
	β_{02}	0,914911	0,104759	8,73351
	γ_0	0,746751	0,225332	3,31400
	β_{11}	-0,138217	0,059497	-2,32308
	β_{12}	-0,239662	0,061748	-3,88127
	γ_1	-0,066831	0,132498	-0,50439
<i>Likelihood Ratio Test (G) : 14,39757 , df=15</i>				
Asam Urat (X3)	β_{01}	1,686056	1,51926	11,09784
	β_{02}	0,720750	0,086262	8,35541
	γ_0	0,991177	0,315162	3,14497
	β_{11}	-1,546584	0,126706	-12,20613
	β_{12}	-0,073906	0,057700	-1,28088
	γ_1	0,175549	0,295319	0,59444
<i>Likelihood Ratio Test (G) : 80,99897 , df=15</i>				

Pada Tabel 4.38 diketahui bahwa dengan menggunakan *Likelihood Ratio Test (G)*, variabel bebas pendidikan terakhir tidak signifikan pengaruhnya terhadap variabel respon fungsi ginjal dan glukosa darah. Hal ini diketahui dari nilai rasio likelihood (G) sebesar 4,33881 yang kurang dari nilai Tabel $\chi^2_{0,05}$ sebesar 12,592. Demikian halnya pada variabel tekanan darah, tidak berpengaruh

signifikan terhadap variabel respon fungsi ginjal dan glukosa darah. Hal ini diketahui dari nilai rasio likelihood sebesar 6,9.

Tabel 4.38 Analisis Regresi Logistik Secara Parsial

Variabel	Parameter	Koefisien	Standar Error	Z
Pendidikan Terakhir (X4)	β_{01}	-1.071.707	0,211373	-507.022
	β_{02}	-0,683699	0,202832	-337.077
	γ_0	0,215249	0,440508	0,48864
	β_{11}	0,101719	0,078322	129.872
	β_{12}	-0,012012	0,076549	-0,15692
	γ_1	0,212063	0,164193	129.155
<i>Likelihood Ratio Test (G) : 4,33881 , df=6</i>				
Tekanan Darah (X5)	β_{01}	-175.120	0,30435	-575.392
	β_{02}	-274.969	0,32944	-834.655
	γ_0	0,87089	0,70268	123.939
	β_{11}	0,41769	0,1292	323.280
	β_{12}	0,9063	0,13754	658.945
	γ_1	-0,11073	0,29096	-0,38058
<i>Likelihood Ratio Test (G) : 6,90061 , df=6</i>				

Berdasarkan hasil analisis Tabel 4.37 dan 4.38, maka didapatkan model regresi logistik biner bivariat yang terbentuk adalah sebagai berikut.

Model logit 1 yang terbentuk :

$$\ln\left(\frac{\hat{P}_1}{1 - \hat{P}_1}\right) = \beta_{01} + \beta_{11}x_3 = 1,686056 - 1,546584x_3$$

Model logit 2 yang terbentuk :

$$\ln\left(\frac{\hat{P}_2}{1 - \hat{P}_2}\right) = \beta_{02} + \beta_{12}x_3 = 0,720750 - 0,073906x_3$$

Model transformasi odds rasio yang terbentuk :

$$\ln \left(\frac{\hat{p}_{11}\hat{p}_{00}}{\hat{p}_{10}\hat{p}_{01}} \right) = \gamma_0 + \gamma_1 x_3 = 0,991177 + 0,175549x_3$$

Model peluang marjinal Y_1 :

$$\begin{aligned} P_1(x) &= \frac{\exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_3)}{1 + \exp(\beta_{01} + \beta_{11}x_3)} \\ &= \frac{\exp(1,686056 - 1,546584x_3)}{1 + \exp(1,686056 - 1,546584x_3)} \end{aligned}$$

Model peluang marjinal Y_2 :

$$\begin{aligned} P_2(x) &= \frac{\exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_3)}{1 + \exp(\beta_{02} + \beta_{12}x_3)} \\ &= \frac{\exp(0,720750 - 0,073906x_3)}{1 + \exp(0,720750 - 0,073906x_3)} \end{aligned}$$

4.5.2 Interpretasi Model Akhir

Berdasarkan pengujian parameter model regresi logistik biner bivariat menggunakan uji rasio likelihood, didapatkan variabel bebas asam urat yang secara signifikan mempengaruhi probabilitas PNS ITS yang melakukan *medical check-up* dengan kondisi kesehatan fungsi ginjal dan glukosa darah normal, fungsi ginjal normal tetapi glukosa darah tidak normal, fungsi ginjal tidak normal tetapi glukosa darah normal, fungsi ginjal dan glukosa darah tidak normal.

Berdasarkan persamaan model logit 1 dapat diinterpretasikan bahwa jika asam urat bertambah satu satuan maka perbandingan (odds) kondisi kesehatan dengan fungsi ginjal normal akan turun sebesar $\exp(1,546584)$ kali daripada kondisi kesehatan fungsi ginjal tidak normal. Persamaan probabilitas kondisi fungsi ginjal normal dengan variabel bebas asam urat yaitu :

$$P(Y_1 = 1) = \frac{\exp(1,686056 - 1,546584x_3)}{1 + \exp(1,686056 - 1,546584x_3)}$$

Persamaan probabilitas kondisi fungsi ginjal tidak normal dengan variabel bebas asam urat yaitu :

$$P(Y_1 = 0) = \frac{1}{1 + \exp(1,686056 - 1,546584x_3)}$$

Dari persamaan model logit 2 dapat diinterpretasikan bahwa jika nilai asam urat bertambah satu satuan maka perbandingan (odds) glukosa darah normal berkurang sebesar $\exp(0,073906)$ kali daripada kondisi glukosa darah tidak normal. Persamaan probabilitas glukosa darah normal dengan variabel bebas asam urat yaitu :

$$P(Y_2 = 1) = \frac{\exp(0,720750 - 0,073906x_3)}{1 + \exp(0,720750 - 0,073906x_3)}$$

Persamaan probabilitas glukosa darah tidak normal dengan variabel bebas asam urat yaitu :

$$P(Y_2 = 0) = \frac{1}{1 + \exp(0,720750 - 0,073906x_3)}$$

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, maka dapat diambil kesimpulan sebagai berikut.

1. Berdasarkan analisis statistik deskriptif, mayoritas PNS yang melakukan *medical check-up* memiliki kondisi hematologi yang tidak normal yaitu sebanyak 63,1%, urin yang normal yaitu sebanyak 57,4%, liver yang normal yaitu sebanyak 92,7%, lemak yang tidak normal yaitu sebanyak 67,1%, ginjal yang normal yaitu sebanyak 69,5%, glukosa yang normal yaitu sebanyak 67,1%, tekanan darah yang normal yaitu sebanyak 69,5%, serta ECG yang normal yaitu sebanyak 70,3%. Pada *gender* PNS ITS yang melakukan *medical check-up* diketahui bahwa mayoritas PNS ITS laki-laki sebesar 76,3%, sedangkan PNS ITS perempuan sebesar 23,7%. Untuk klasifikasi pekerjaan dan pendidikan PNS ITS yang melakukan *medical check up*. Banyaknya dosen sebesar 56,1% sedangkan karyawan 43,9%. Sedangkan pada latar belakang pendidikannya, pendidikan terakhir S2 menempati urutan terbanyak sebesar 31,5%, diikuti non sarjana yang berada pada urutan kedua sebanyak 30,3%, dan selanjutnya adalah S3 dan S1 yang masing-masing sebesar 19,3% dan 18,4%.
2. Pada analisis log linier dua dimensi menunjukkan adanya hubungan antara variabel fungsi ginjal dengan glukosa darah, hematologi dengan profil lemak, hematologi dengan fungsi ginjal, urin dengan glukosa darah, fungsi liver dengan fungsi ginjal, fungsi liver dengan glukosa darah, profil lemak dengan fungsi ginjal, profil lemak dengan glukosa darah, fungsi ginjal

dengan glukosa darah. Dari uji K-way dan uji asosiasi parsial, diketahui bahwa terdapat interaksi/hubungan antar variabel. Sehingga model log linier yang menunjukkan hubungan dari masing-masing pasangan variabel adalah sebagai berikut.

$$\log m_{ij} = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy}$$

3. Variabel asam urat mempengaruhi probabilitas kesehatan PNS ITS dengan Fungsi Ginjal normal dan Glukosa Darah normal, Fungsi Ginjal tidak normal dan Glukosa Darah normal, Fungsi Ginjal normal dan Glukosa Darah tidak normal, Fungsi Ginjal tidak normal dan Glukosa Darah tidak normal. Model logit 1 dan logit 2 yang terbentuk :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\hat{P}_1}{1 - \hat{P}_1}\right) &= \beta_{01} + \beta_{11}x_3 \\ &= 1,686056 - 1,546584x_3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\hat{P}_2}{1 - \hat{P}_2}\right) &= \beta_{02} + \beta_{12}x_3 \\ &= 0,720750 - 0,073906x_3 \end{aligned}$$

5.2 Saran

Berdasarkan hasil penelitian ini, saran yang dapat diberikan adalah sebagai berikut.

1. Hasil penelitian ini dapat menjadi salah satu acuan terkait pemeliharaan kesehatan PNS ITS.
2. Agar diperoleh informasi yang lebih lengkap terkait kesehatan PNS ITS, maka bisa ditambahkan variabel bebas yang berhubungan langsung dengan faktor kesehatan yang bisa didapatkan melalui survey, seperti halnya rutinitas olahraga, jam tidur per hari, dan kebiasaan minum kafein. Penambahan variabel berat badan juga sangat diperlukan dalam penelitian kesehatan.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (1990). *Categorical Data Analysis*. New York: Wiley.
- Agresti, A. (2007). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
- Bhattacharyya, G. K., & Johnson, R. A. (1977). *Statistical concepts and methods*. New York: Wiley Publishers.
- Casella, G., & Berger, R. L. (2002). *Statistical Inference 2nd Edition*. Pacific Grove: Duxbury Press.
- Cessie, S., & Houwelingen, J. C. (1994). Logistic Regression for Correlated Binary Data. *Royal Statistical Society*, 95-108.
- Chapra, S. C., & Canale, R. P. (2010). *Numerical Methods for Engineers 6th Edition*. New York: McGraw-Hill Companies.
- Dale, J. R. (1994). Global Cross Ratio Models for Bivariate, Discrete, Ordered responses (dalam Logistic Regression for Correlated Binary Data). *Royal Statistical Society*, 95-108.
- Darda, M. A., & Ali, G. (2009). *Modelling of African Farm Dynamics Using Bivariate Binary Logistic Regression in WinBUGS*. Lund: Department of Statistics Lund University.
- Djojodibroto, D. (2001). *Seluk-Beluk Pemeriksaan Kesehatan (General Medical Check-Up): Bagaimana Menyikapi Hasilnya*. Jakarta: Pustaka Populer Obor.
- Fiendberg, S. (1976). *Analysis of Cross Classification Categorical Data*. London: The Mits Press.

- Firdhani, Y. (2013). *Pengelompokan PNS di Institut Teknologi Sepuluh Nopember Berdasarkan Indikator Kesehatan*. Surabaya: Tugas Akhir Statistika ITS.
- Fitriany, M. (2014). *Analisis Regresi Logistik Biner Bivariat untuk Mengetahui Keberhasilan Terapi ABA pada Kemampuan Komunikasi Verbal dan Hubungan dengan Orang Lain Anak Autisme*. Surabaya: Tugas Akhir Statistika ITS
- Fox, D. C., & Kilvert, D. A. (2007). *Bersahabat dengan Diabetes Tipe 1*. Depok: Penebar Plus.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis 5th Edition*. New Jersey: Pearson Education.
- HI-Lab Diagnostic Center. (2014, September 22). *Info Sehat: Hematologi*. Diambil kembali dari HI-Lab Diagnostic Center: <http://www.hi-lab.co.id/index.php/our-advice/164-hematologi>
- Kee, J. L. (1997). *Pemeriksaan Laboratorium dan Diagnostik*. Jakarta: EGC.
- McDonald, B. W. (1993). Estimating Logistic Regression Parameters for Bivariate Binary Data. *Journal of the Royal Statistical Society* , 391-397.
- Nurmalasari, Y. (2011, Juni 27). *Pemeriksaan Laboratorium: Fungsi dan Manfaat*. Bandung, Indonesia: Perhimpunan Respirologi Indonesia.
- Parahita Diagnostic Center. (2014, September 22). *Apa itu profil lemak?* Diambil kembali dari Parahita Diagnostic Center: <http://www.labparahita.com/web/article/apa-itu-profil-lemak/>

- Pearson, K. (1900). On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. *Philosophical Magazine Series 5*, hal. 157-175.
- Rosalia, S. A. (2011). *Analisis Log Linier Untuk Mengetahui Kecenderungan Perilaku Anak Jalanan Binaan di Surabaya (Kasus Khusus Yayasan Arek Lintang Alit)*. Surabaya: Tugas Akhir Statistika ITS.
- Rumah Sakit Pusat Pertamina. (2014, Agustus 7). *Layanan Rumah Sakit Pusat Pertamina*. Diambil kembali dari Rumah Sakit Pusat Pertamina: <http://www.rspp.co.id/layanan.php>
- Sacher, R. A., & McPherson, R. A. (2002). *Tinjauan Klinis Hasil Pemeriksaan Laboratorium (Terjemahan)*. Jakarta: Penerbit Buku Kedokteran ECG.
- Santoso, S. (2003). *Statistik Deskriptif: Konsep Aplikasi dan Aplikasi dengan MS Excel dan SPSS*. Yogyakarta: Andi.
- Snappin, S. M., & Small, R. D. (1986). Tests of Significance Using Regression Models for Ordered Categorical Data. *Biometrics*, 583-592.
- Sunanto, H. (2009). *100 Resep Sembuhkan Hipertensi, Obesitas, dan Asam Urat*. Jakarta: PT Elex Media Komputindo.
- Tim Laboratorium Klinik Prodia. (2014, September 26). *Pemeriksaan Penunjang: EKG*. Diambil kembali dari Laboratorium Klinik Prodia: <http://prodia.co.id/pemeriksaan-penunjang/ekg>
- Tim Laboratorium Klinik Prodia. (2014, September 25). *Produk & Layanan Pemeriksaan Laboratorium*. Diambil kembali dari Laboratorium Klinik Prodia: <http://www.prodia.co.id>
- Tim Parahita Diagnostic Center. (2014). *Limit Nilai Normal MCU*. Surabaya: Parahita Diagnostic Center.

- Tim Yayasan Spiritia. (2013, Juni 1). *Lembaran Informasi: Fungsi Ginjal*. Diambil kembali dari Yayasan Spiritia: <http://www.spiritua.or.id>
- Tim Yayasan Spiritia. (2014, Maret 6). *Lembaran Informasi: Tes Fungsi Hati*. Diambil kembali dari Yayasan Spiritia: <http://www.spiritia.or.id>
- Tim Yayasan Spiritia. (2014, Juli 31). *Lembaran Informasi: Tes Gula dan Lemak Darah*. Diambil kembali dari Yayasan Spiritia: <http://www.spiritia.co.id>
- Tim Yayasan Spiritia. (2014, Juli 31). *Lembaran Informasi: Tes Gula dan Lemak Darah*. Diambil kembali dari Yayasan Spiritia: <http://www.spiritia.co.id>
- Wayne, W. D. (1998). *Statistik Non Parametrik*. Jakarta: PT Gramedia Pustaka Utama.
- Wulandari, S. P., Salamah, M., & Susilaningrum, D. (2009). *Diktat Pengajaran: Analisa Data Kualitatif*. Surabaya: Statistika FMIPA ITS.
- Zuroidah, N. (2008). *Pemodelan Regresi Logistik Biner Bivariat (Aplikasi pada Nilai Indeks Prestasi Kumulatif dan Toefl Lulusan Program Magister Pascasarjana ITS Surabaya)*. Surabaya: Pascasarjana Statistika ITS.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Cross Tabulation Lengkap Tabel 4.1

Uraian		Jenis Kelamin		Total
		P	L	
Hematologi Normal	<i>Count</i>	53	174	227
	<i>Exp. Count</i>	66,5	160,5	227,0
	<i>% of Total</i>	1,4%	4,7%	6,1%
	<i>Adj. Residual</i>	-2,0	2,0	
Hematologi Tidak Normal	<i>Count</i>	296	94	390
	<i>Exp. Count</i>	114,2	275,8	390,0
	<i>% of Total</i>	8,0%	2,5%	10,5 %
	<i>Adj. Residual</i>	21,4	-21,4	
Urin Normal	<i>Count</i>	54	300	354
	<i>Exp. Count</i>	103,7	250,3	354,0
	<i>% of Total</i>	1,5%	8,1%	9,6%
	<i>Adj. Residual</i>	-6,1	6,1	
Urin Tidak Normal	<i>Count</i>	93	170	263
	<i>Exp. Count</i>	77,0	186,0	263,0
	<i>% of Total</i>	2,5%	4,6%	7,1%
	<i>Adj. Residual</i>	2,2	-2,2	
Liver Normal	<i>Count</i>	134	438	572
	<i>Exp. Count</i>	167,5	404,5	572,0
	<i>% of Total</i>	3,6%	11,8%	15,5 %
	<i>Adj. Residual</i>	-3,3	3,3	

Lampiran 2. Cross Tabulation Lengkap Tabel 4.1 (Lanjutan)

Uraian		Jenis Kelamin		Total
		P	L	
Liver Tidak Normal	<i>Count</i>	13	32	45
	<i>Exp. Count</i>	13,2	31,8	45
	<i>% of Total</i>	0,40%	0,90%	1,20%
	<i>Adj. Residual</i>	-0,1	0,1	
Lemak Normal	<i>Count</i>	51	153	204
	<i>Exp. Count</i>	59,7	144,3	204
	<i>% of Total</i>	1,40%	4,10%	5,50%
	<i>Adj. Residual</i>	-1,4	1,4	
Lemak Tidak Normal	<i>Count</i>	96	317	413
	<i>Exp. Count</i>	120,9	292,1	413
	<i>% of Total</i>	2,60%	8,60%	11,20%
	<i>Adj. Residual</i>	-2,9	2,9	
Ginjal Normal	<i>Count</i>	119	309	428
	<i>Exp. Count</i>	125,3	302,7	428
	<i>% of Total</i>	3,20%	8,30%	11,60%
	<i>Adj. Residual</i>	-0,7	0,7	
Ginjal Tidak Normal	<i>Count</i>	28	161	189
	<i>Exp. Count</i>	55,3	133,7	189
	<i>% of Total</i>	0,80%	4,30%	5,10%
	<i>Adj. Residual</i>	-4,5	4,5	
Glukosa Normal	<i>Count</i>	109	304	413
	<i>Exp. Count</i>	120,9	292,1	413
	<i>% of Total</i>	2,90%	8,20%	11,20%
	<i>Adj. Residual</i>	-1,4	1,4	

Lampiran 3. Cross Tabulation Lengkap Tabel 4.1 (Lanjutan)

Uraian		Jenis Kelamin		Total
		P	L	
Liver Tidak Normal	<i>Count</i>	13	32	45
	<i>Exp. Count</i>	13,2	31,8	45
	<i>% of Total</i>	0,40%	0,90%	1,20%
	<i>Adj. Residual</i>	-0,1	0,1	

Lampiran 4. Tabel Kontingensi Hematologi dan Profil Lemak pada Tabel 4.4

			Hematologi		Total
			0	1	
Lemak	0	<i>Count</i>	89	115	204
		<i>% within Lemak</i>	43,6%	56,4%	100%
		<i>% within Hematologi</i>	38,9%	29,4%	32,9%
		<i>% of Total</i>	14,4%	18,5%	32,9%
	1	<i>Count</i>	140	276	416
		<i>% within Lemak</i>	33,7%	66,3%	100%
		<i>% within Hematologi</i>	61,1%	70,6%	67,1%
		<i>% of Total</i>	22,6%	44,5%	67,1%
Total	<i>Count</i>		229	391	620
	<i>% within Lemak</i>		36,9%	63,1%	100%
	<i>% within Hematologi</i>		100%	100%	100%
	<i>% of Total</i>		36,9%	63,1%	100%

<i>Chi-Square Tests</i>					
	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<u>Pearson Chi-Square</u>	5,845 ^a	1	0,016		
<u>Continuity Correction^b</u>	5,425	1	0,020		
<u>Likelihood Ratio</u>	5,788	1	0,016		
<u>Fisher's Exact Test</u>				0,017	0,010

Lampiran 5. Tabel Kontingensi Hematologi dan Fungsi Ginjal pada Tabel 4.5

			Hematologi		Total
			0	1	
Ginjal	0	Count	180	251	431
		% within Ginjal	41,8%	58,2%	100%
		% within Hematologi	78,6%	64,2%	69,5%
		% of Total	29,0%	40,5%	69,5%
	1	Count	49	140	189
		% within Ginjal	25,9%	74,1%	100%
		% within Hematologi	21,4%	35,8%	30,5%
		% of Total	7,9%	22,6%	30,5%
Total	Count	229	391	620	
	% within Ginjal	36,9%	63,1%	100%	
	% within Hematologi	100%	100%	100%	
	% of Total	36,9%	63,1%	100%	

	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	14,148 ^a	1	0		
<i>Continuity Correction^b</i>	13,476	1	0		
<i>Likelihood Ratio</i>	14,613	1	0		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0	0

Lampiran 6. Tabel Kontingensi Urin Lengkap dan Glukosa Darah pada Tabel 4.6

	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	7,780 ^a	1	0,005		
<i>Continuity Correction^b</i>	7,305	1	0,007		
<i>Likelihood Ratio</i>	7,742	1	0,005		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0,006	0,003
<i>Linear-by-Linear Association</i>	7,767	1	0,005		
<i>N of Valid Cases</i>	620				

			Urin		Total
			0	1	
Glukosa	0	Count	255	161	416
		% within Glukosa	61,3%	38,7%	100%
		% within Urin	71,6%	61%	67,1%
		% of Total	41,1%	26%	67,1%
	1	Count	101	103	204
		% within Glukosa	49,5%	50,5%	100%
		% within Urin	28,4%	39%	32,9%
		% of Total	16,3%	16,6%	32,9%
Total	Count	356	264	620	
	% within Glukosa	57,4%	42,6%	100%	
	% within Urin	100%	100%	100%	
	% of Total	57,4%	42,6%	100%	

Lampiran 7. Tabel Kontingensi Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal pada Tabel 4.7

			Liver		Total
			0	1	
Ginjal	0	Count	409	22	431
		% within Ginjal	94,9%	5,1%	100%
		% within Liver	71,1%	48,9%	69,5%
		% of Total	66%	3,5%	69,5%
	1	Count	166	23	189
		% within Ginjal	87,8%	12,2%	100%
		% within Liver	28,9%	51,1%	30,5%
		% of Total	26,8%	3,7%	30,5%
Total	Count	575	45	620	
	% within Ginjal	92,7%	7,3%	100%	
	% within Liver	100%	100%	100%	
	% of Total	92,7%	7,3%	100%	

	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	9,742 ^a	1	0,002		
<i>Continuity Correction^b</i>	8,721	1	0,003		
<i>Likelihood Ratio</i>	8,999	1	0,003		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0,004	0,002
<i>Linear-by-Linear Association</i>	9,727	1	0,002		
<i>N of Valid Cases</i>	620				

Lampiran 8. Tabel Kontingensi Fungsi Liver dan Glukosa Darah pada Tabel 4.8

			Liver		Total
			0	1	
Glukosa	0	Count	392	24	416
		% within Glukosa	94,2%	5,8%	100%
		% within Liver	68,2%	53,3%	67,1%
		% of Total	63,2%	3,9%	67,1%
	1	Count	183	21	204
		% within Glukosa	89,7%	10,3%	100%
		% within Liver	31,8%	46,7%	32,9%
		% of Total	29,5%	3,4%	32,9%
Total		Count	575	45	620
		% within Glukosa	92,7%	7,3%	100%
		% within Liver	100%	100%	100%
		% of Total	92,7%	7,3%	100%

Chi-Square Tests					
	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	4,163 ^a	1	0,041		
<i>Continuity Correction^b</i>	3,518	1	0,061		
<i>Likelihood Ratio</i>	3,962	1	0,047		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0,048	0,033
<i>Linear-by-Linear Association</i>	4,157	1	0,041		

Lampiran 9. Tabel Kontingensi Fungsi Ginjal dan Profil Lemak pada Tabel 4.9

			Lemak		Total
			0	1	
Ginjal	0	Count	158	273	431
		% within Ginjal	36,7%	63,3%	100%
		% within Lemak	77,5%	65,6%	69,5%
		% of Total	25,5%	44%	69,5%
	1	Count	46	143	189
		% within Ginjal	24,3%	75,7%	100%
		% within Lemak	22,5%	34,4%	30,5%
		% of Total	7,4%	23,1%	30,5%
Total	Count	204	416	620	
	% within Ginjal	32,9%	67,1%	100%	
	% within Lemak	100%	100%	100%	
	% of Total	32,9%	67,1%	100%	

<i>Chi-Square Tests</i>					
	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	9,033 ^a	1	0,003		
<i>Continuity Correction^b</i>	8,484	1	0,004		
<i>Likelihood Ratio</i>	9,324	1	0,002		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0,003	0,002

Lampiran 10. Tabel Kontingensi Glukosa Darah dan Profil Lemak pada Tabel 4.10

<i>Chi-Square Tests</i>					
	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	12,101 ^a	1	0,001		
<i>Continuity Correction^b</i>	11,476	1	0,001		
<i>Likelihood Ratio</i>	12,506	1	0		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0,001	0

			Lemak		Total
			0	1	
Glukosa	0	Count	156	260	416
		% within Glukosa	37,5%	62,5%	100%
		% within Lemak	76,5%	62,5%	67,1%
		% of Total	25,2%	41,9%	67,1%
	1	Count	48	156	204
		% within Glukosa	23,5%	76,5%	100%
		% within Lemak	23,5%	37,5%	32,9%
		% of Total	7,7%	25,2%	32,9%
Total	Count	204	416	620	
	% within Glukosa	32,9%	67,1%	100%	
	% within Lemak	100%	100%	100%	
	% of Total	32,9%	67,1%	100%	

Lampiran 11. Tabel Kontingensi Fungsi Ginjal dan Glukosa Darah pada Tabel 4.11

			Ginjal		Total
			0	1	
Glukosa	0	Count	311	105	416
		% within Glukosa	74,8%	25,2%	100%
		% within Ginjal	72,2%	55,6%	67,1%
		% of Total	50,2%	16,9%	67,1%
	1	Count	120	84	204
		% within Glukosa	58,8%	41,2%	100%
		% within Ginjal	27,8%	44,4%	32,9%
		% of Total	19,4%	13,5%	32,9%
Total		Count	431	189	620
		% within Glukosa	69,5%	30,5%	100%
		% within Ginjal	100%	100%	100%
		% of Total	69,5%	30,5%	100%

<i>Chi-Square Tests</i>					
	<i>Value</i>	<i>df</i>	<i>Asymp. Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (2-sided)</i>	<i>Exact Sig. (1-sided)</i>
<i>Pearson Chi-Square</i>	16,404 ^a	1	0		
<i>Continuity Correction^b</i>	15,660	1	0		
<i>Likelihood Ratio</i>	16,022	1	0		
<i>Fisher's Exact Test</i>				0	0
<i>Linear-by-Linear Association</i>	16,377	1	0		
<i>N of Valid Cases</i>	620				

Lampiran 12. Uji Independensi Lengkap antar Indikator Kesehatan pada Tabel 4.12

Variabel	<i>p_value</i>	Variabel	<i>p_value</i>
Hematologi*Urin	0,557	Liver*Lemak	0,552
Hematologi*Liver	0,903	Liver*Ginjal	0,002
Hematologi*Lemak	0,016	Liver*Glukosa	0,041
Hematologi*Ginjal	0	Liver*TD	0,055
Hematologi*Glukosa	0,139	Liver*ECG	0,07
Hematologi*TD	0,076	Lemak*Ginjal	0,003
Hematologi*ECG	0,58	Lemak*Glukosa	0,001
Urin*Liver	0,374	Lemak*TD	0,335
Urin*Lemak	0,311	Lemak*ECG	0,785
Urin*Ginjal	0,094	Ginjal*Glukosa	0
Urin*Glukosa	0,005	Ginjal*TD	0,002
Urin*TD	0,425	Ginjal*ECG	0,131
Urin*ECG	0,408	Glukosa*TD	0
TD*ECG	0,089	Glukosa*ECG	0,114

**Lampiran 13. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier
Hematologi dan Profil Lemak**

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	122,586	0	134,335	0	0
	1	5,788	0,016	5,845	0,016	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	116,798	0	128,490	0	0
	1	5,788	0,016	5,845	0,016	0

<i>Parameter Estimates</i>						
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>Z</i>	<i>Sig.</i>	<i>95% Confidence Interval</i>	
					<i>Lower Bound</i>	<i>Upper Bound</i>
Constant	5,622	0,06	93,496	0	5,504	5,74
[Lemak = ,00]	-0,873	0,111	-7,879	0	-1,09	-0,656
[Lemak = 1,00]	0 ^a					
[Hematologi = ,00]	-0,677	0,104	-6,535	0	-0,88	-0,474
[Hematologi = 1,00]	0 ^a					
[Lemak = ,00] * [Hematologi = ,00]	0,422	0,175	2,414	0,016	0,079	0,765
[Lemak = ,00] * [Hematologi = 1,00]	0 ^a					
[Lemak = 1,00] * [Hematologi = ,00]	0 ^a					
[Lemak = 1,00] * [Hematologi = 1,00]	0 ^a					

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Lemak	1	73,973	0	2
Hematologi	1	42,824	0	2

**Lampiran 14. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier
Hematologi dan Fungsi Ginjal**

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Ginjal	1	97,016	0	2
Hematologi	1	42,824	0	2

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>Z</i>	<i>Sig.</i>	<i>95% Confidence Interval</i>	
					<i>Lower Bound</i>	<i>Upper Bound</i>
Constant	4,945	0,084	58,617	0	4,780	5,111
[Ginjal = ,00]	0,582	0,105	5,528	0	0,376	0,789
[Ginjal = 1,00]	0 ^a					
[Hematologi = ,00]	-1,043	0,165	-6,312	0	-1,367	-0,719
[Hematologi = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = ,00] * [Hematologi = ,00]	0,712	0,192	3,707	0	0,335	1,088
[Ginjal = ,00] * [Hematologi = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Hematologi = ,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Hematologi = 1,00]	0 ^a					

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	154,453	0	137,432	0	0
	1	14,613	0	14,148	0	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	139,840	0	123,285	0	0
	1	14,613	0	14,148	0	0

Lampiran 15. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier Urin dan Glukosa Darah

Parameter Estimates						
Parameter	Estimate	Std. Error	Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Constant	4,64	0,098	47,201	0	4,447	4,832
[Glukosa = ,00]	0,445	0,126	3,534	0	0,198	0,692
[Glukosa = 1,00]	0 ^a					
[Urin = ,00]	-0,02	0,14	-0,14	0,889	-0,293	0,254
[Urin = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = ,00] * [Urin = ,00]	0,478	0,172	2,779	0,005	0,141	0,816
[Glukosa = ,00] * [Urin = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Urin = ,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Urin = 1,00]	0 ^a					

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	95,418	0	101,006	0	0
	1	7,742	0,005	7,78	0,005	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	87,676	0	93,227	0	0
	1	7,742	0,005	7,78	0,005	0

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Glukosa	1	73,973	0	2
Urin	1	13,702	0	2

Lampiran 16. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier Fungsi Liver dan Fungsi Ginjal

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Ginjal	1	97,016	0	2
Liver	1	536,776	0	2

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	642,79	0	643,548	0	0
	1	8,999	0,003	9,742	0,002	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	633,791	0	633,806	0	0
	1	8,999	0,003	9,742	0,002	0

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	Estimate	Std. Error	Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Constant	3,157	0,206	15,304	0	2,753	3,561
[Ginjal = ,00]	-0,043	0,295	-0,147	0,883	-0,622	0,535
[Ginjal = 1,00]	0 ^a					
[Liver = ,00]	1,958	0,22	8,885	0	1,526	2,390
[Liver = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = ,00] * [Liver = ,00]	0,943	0,309	3,054	0,002	0,338	1,549
[Ginjal = ,00] * [Liver = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Liver = ,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Liver = 1,00]	0 ^a					

**Lampiran 17. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier
Fungsi Liver dan Glukosa Darah**

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	614,711	0	594	0	0
	1	3,962	0,047	4,163	0,041	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	610,749	0	589,837	0	0
	1	3,962	0,047	4,163	0,041	0

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>Z</i>	<i>Sig.</i>	<i>95% Confidence Interval</i>	
					<i>Lower Bound</i>	<i>Upper Bound</i>
Constant	3,068	0,216	14,226	0	2,645	3,491
[Glukosa = ,00]	0,131	0,296	0,442	0,658	-0,449	0,710
[Glukosa = 1,00]	0 ^a					
[Liver = ,00]	2,144	0,228	9,406	0	1,697	2,591
[Liver = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = ,00] * [Liver = ,00]	0,63	0,309	2,040	0,041	0,025	1,235
[Glukosa = ,00] * [Liver = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Liver = ,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Liver = 1,00]	0 ^a					

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Glukosa	1	73,973	0	2
Liver	1	536,776	0	2

Lampiran 18. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier Fungsi Ginjal dan Profil Lemak

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Ginjal	1	97,016	0	2
Lemak	1	73,973	0	2

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	180,313	0	167,471	0	0
	1	9,324	0,002	9,033	0,003	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	170,989	0	158,438	0	0
	1	9,324	0,002	9,033	0,003	0

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	Estimate	Std. Error	Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Constant	4,966	0,083	59,492	0	4,803	5,13
[Ginjal = ,00]	0,645	0,103	6,257	0	0,443	0,847
[Ginjal = 1,00]	0 ^a					
[Lemak = ,00]	-1,127	0,169	-6,678	0	-1,458	-0,796
[Lemak = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = ,00] * [Lemak = ,00]	0,581	0,196	2,965	0,003	0,197	0,966
[Ginjal = ,00] * [Lemak = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Lemak = ,00]	0 ^a					
[Ginjal = 1,00] * [Lemak = 1,00]	0 ^a					

**Lampiran 19. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier
Glukosa Darah dan Profil Lemak**

Uraian	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
		Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	160,453	0	145,006	0	0
	1	12,506	0	12,101	0,001	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	147,947	0	132,905	0	0
	1	12,506	0	12,101	0,001	0

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	Estimate	Std. Error	Z	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Constant	5,053	0,08	63,214	0	4,896	5,21
[Glukosa = ,00]	0,51	0,101	5,038	0	0,311	0,708
[Glukosa = 1,00]	0 ^a					
[Lemak = ,00]	-1,171	0,164	-7,128	0	-1,494	-0,849
[Lemak = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = ,00] * [Lemak = ,00]	0,662	0,193	3,43	0,001	,284	1,04
[Glukosa = ,00] * [Lemak = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Lemak = ,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Lemak = 1,00]	0 ^a					

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Glukosa	1	73,973	0	2
Lemak	1	73,973	0	2

Lampiran 20. Output SPSS 20 pada Analisis Log Linier Ginjal dan Glukosa Darah

<i>Parameter Estimates</i>						
Parameter	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>Z</i>	<i>Sig.</i>	<i>95% Confidence Interval</i>	
					<i>Lower Bound</i>	<i>Upper Bound</i>
Constant	4,437	0,109	40,786	0	4,224	4,65
[Glukosa = ,00]	0,222	0,146	1,52	0,128	-0,064	0,508
[Glukosa = 1,00]	0 ^a					
[Ginjal = ,00]	0,355	0,142	2,501	0,012	0,077	0,633
[Ginjal = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = ,00] * [Ginjal = ,00]	0,728	0,181	4,017	0	0,373	1,083
[Glukosa = ,00] * [Ginjal = 1,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Ginjal = ,00]	0 ^a					
[Glukosa = 1,00] * [Ginjal = 1,00]	0 ^a					

<i>Effect</i>	<i>df</i>	<i>Partial Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Number of Iterations</i>
Glukosa	1	73,973	0	2
Ginjal	1	97,016	0	2

Uraian	df	<i>Likelihood Ratio</i>		<i>Pearson</i>		<i>Number of Iterations</i>
		<i>Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	<i>Chi-Square</i>	<i>Sig.</i>	
<i>K-way and Higher Order Effects^a</i>	3	187,011	0	213,561	0	0
	1	16,022	0	16,404	0	2
<i>K-way Effects^b</i>	2	170,989	0	197,158	0	0
	1	16,022	0	16,404	0	0

Lampiran 21. Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Usia

```
#library (VGAM)#
I=c(1,13,33,108,114,30,12)
II=c(0,0,3,39,46,25,7)
III=c(0,4,8,36,38,13,6)
IV=c(0,0,2,22,38,14,8)
usia=c(3,9,15,21,27,33,39)
pegawai=data.frame(I,II,III,IV,usia)
pegawai=transform(pegawai,usia1=(usia-21)/6)
fit=vglm(cbind(IV,III,II,I)~usia1,binom2.or(zero=NULL),pegawai)
fitted(fit)
summary(fit)
coef(fit,matrix=TRUE)
```

Lampiran 22. Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Lama Kerja

```
#library (VGAM)#
I=c(38,9,23,38,117,71,15)
II=c(8,1,4,9,48,42,8)
III=c(6,3,11,14,34,25,12)
IV=c(2,1,3,9,38,24,7)
lamakerja=c(4,9,14,19,24,29,34)
pegawai=data.frame(I,II,III,IV,lamakerja)
pegawai=transform(pegawai,lamakerja1=(lamakerja-19)/5)
fit=vglm(cbind(IV,III,II,I)~lamakerja1,binom2.or(zero=NULL),
pegawai)
fitted(fit)
summary(fit)
coef(fit,matrix=TRUE)
```

Lampiran 23. Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Asam Urat

```
#library (VGAM)#
I=c(15,44,74,106,71,1,0)
II=c(5,18,41,38,18,0,0)
III=c(0,3,2,13,25,34,28)
IV=c(0,0,10,7,13,39,15)
asam=c(2,3,4,5,6,7,8)
pegawai=data.frame(I,II,III,IV,asam)
pegawai=transform(pegawai,asam1=(asam-5))
fit=vglm(cbind(IV,III,II,I)~asam1,binom2.or(zero=NULL),pegawai)
fitted(fit)
summary(fit)
coef(fit, matrix=TRUE)
```

Lampiran 24. Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Pendidikan Terakhir

```
#library (VGAM)#
I=c(97,58,89,67)
II=c(39,26,37,18)
III=c(31,18,35,21)
IV=c(21,12,34,17)
PT=c(1,2,3,4)
autoload('vglm', 'VGAM')
fit=vglm(cbind(I,II,III,IV)~PT,binom2.or(zero=NULL))
summary(fit)
```

Lampiran 25. Program R 3.1.2 untuk Menaksir Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Tekanan Darah

```
#library (VGAM)#
I=c(62,189,55,5)
II=c(7,59,52,2)
III=c(15,60,28,2)
IV=c(5,34,42,3)
TD=c(1,2,3,4)
autoload('vglm', 'VGAM')
fit=vglm(cbind(I,II,III,IV)~TD,binom2.or(zero=NULL))
summary(fit)
```

Lampiran 26. Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Usia (Program R 3.1.2)

Pearson residuals:

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
1	0.45455	0.287161	0.16694
2	-0.35749	1.596253	-0.20260

3	0.30561	1.312713	0.27620
4	-0.07462	-1.209804	-0.54738
5	-0.19036	-0.061052	0.83138
6	0.55403	-0.339079	-0.82287
7	-0.37926	1.358748	0.19378

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value
(Intercept):1	0.95534	0.107521	8.88514
(Intercept):2	1.04384	0.112800	9.25382
(Intercept):3	0.69938	0.241034	2.90160
usia1:1	-0.18381	0.082998	-2.21466
usia1:2	-0.44050	0.086295	-5.10451
usia1:3	-0.03000	0.183105	-0.16384

Number of linear predictors: 3

Names of linear predictors: logit(mu1), logit(mu2), log(oratio)

Dispersion Parameter for binom2.or family: 1

Residual deviance: 13.09263 on 15 degrees of freedom

Log-likelihood: -39.9017 on 15 degrees of freedom

Number of iterations: 6

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
(Intercept)	0.9553358	1.0438355	0.69938495
usia1	-0.1838121	-0.4404951	-0.02999961

Lampiran 27. Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Lama Kerja (Program R 3.1.2)

Pearson residuals:

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
1	1.09763	-0.52305	-0.624793
2	-0.55196	0.57023	0.020574
3	-1.37512	1.14923	-0.712492
4	-0.92132	0.61002	0.362964

5	0.29221	-0.85704	1.091541
6	1.06836	-0.46005	-0.410896
7	-1.15576	1.30471	-0.970714

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value
(Intercept):1	0.935519	0.101895	9.18124
(Intercept):2	0.914911	0.104759	8.73351
(Intercept):3	0.746751	0.225332	3.31400
lamakerja1:1	-0.138217	0.059497	-2.32308
lamakerja1:2	-0.239662	0.061748	-3.88127
lamakerja1:3	-0.066831	0.132498	-0.50439

Number of linear predictors: 3

Names of linear predictors: logit(mu1), logit(mu2), log(oratio)

Dispersion Parameter for binom2.or family: 1

Residual deviance: 14.39757 on 15 degrees of freedom

Log-likelihood: -47.2463 on 15 degrees of freedom

Number of iterations: 4

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
(Intercept)	0.9355188	0.9149106	0.74675071
lamakerja1	-0.1382166	-0.2396616	-0.06683066

Lampiran 28. Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Asam Urat (Program R 3.1.2)

Pearson residuals:

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
1	0.18893	0.30101	0.014089
2	-3.35645	0.41146	-3.603988
3	-3.28790	-2.01844	3.343421
4	1.10869	1.33549	-0.940214
5	3.51740	1.91285	-0.496149
6	-3.73340	-2.56322	0.913489
7	-1.51767	0.51890	-0.089239

Coefficients	Estimate	Std. Error	z value
(Intercept):1	1.686056	0.151926	11.09784
(Intercept):2	0.720750	0.086262	8.35541
(Intercept):3	0.991177	0.315162	3.14497
asam1:1	-1.546584	0.126706	-12.20613
asam1:2	-0.073906	0.057700	-1.28088
asam1:3	0.175549	0.295319	0.59444

Number of linear predictors: 3

Names of linear predictors: logit(mu1), logit(mu2), log(oratio)

Dispersion Parameter for binom2.or family: 1

Residual deviance: 80.99897 on 15 degrees of freedom

Log-likelihood: -70.54314 on 15 degrees of freedom

Number of iterations: 9

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
(Intercept)	1.686056	0.72075006	0.9911771
asam1	-1.546584	-0.07390601	0.1755487

Lampiran 29. Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas Pendidikan Terakhir (Program R 3.1.2)

Pearson residuals:

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
1	0.070644	-0.39997	0.272786
2	-0.770327	0.12914	-0.548682
3	1.007780	0.99788	0.051611
4	-0.615419	-0.88540	0.129911

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value
(Intercept):1	-1.071707	0.211373	-5.07022
(Intercept):2	-0.683699	0.202832	-3.37077
(Intercept):3	0.215249	0.440508	0.48864
pend:1	0.101719	0.078322	1.29872

```
pend:2      -0.012012  0.076549 -0.15692
pend:3      0.212063  0.164193  1.29155
```

Number of linear predictors: 3
 Names of linear predictors: logit(mu1), logit(mu2), log(oratio)
 Dispersion Parameter for binom2.or family: 1
 Residual deviance: 4.33881 on 6 degrees of freedom
 Log-likelihood: -30.99644 on 6 degrees of freedom
 Number of iterations: 4

**Lampiran 30. Hasil Penaksiran Parameter Model Regresi
 Logistik Biner Bivariat dengan Variabel Bebas
 Tekanan Darah (Program R 3.1.2)**

Pearson residuals:

	logit(mu1)	logit(mu2)	log(oratio)
1	0.38027	-0.071274	0.49743
2	-0.42424	-0.364693	-0.19236
3	0.41653	1.006368	-0.22259
4	-0.32841	-2.186104	0.92955

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value
(Intercept):1	-1.75120	0.30435	-5.75392
(Intercept):2	-2.74969	0.32944	-8.34655
(Intercept):3	0.87089	0.70268	1.23939
TD:1	0.41769	0.12920	3.23280
TD:2	0.90630	0.13754	6.58945
TD:3	-0.11073	0.29096	-0.38058

Number of linear predictors: 3
 Names of linear predictors: logit(mu1), logit(mu2), log(oratio)
 Dispersion Parameter for binom2.or family: 1
 Residual deviance: 6.90061 on 6 degrees of freedom
 Log-likelihood: -28.8796 on 6 degrees of freedom
 Number of iterations: 5

BIODATA PENULIS



Penulis bernama lengkap Dinar Ariana Viestri. Lahir di Bojonegoro, 4 Maret 1991. Menempuh pendidikan formal di TK Dharma Wanita Desa Sugihwaras (1996/1997), SDN Bulu Sugihwaras (1997-2003), SMPN 1 Bojonegoro (2003-2006), SMAN 1 Bojonegoro (2006-2009). Putri kedua dari dua bersaudara ini diterima di Jurusan Statistika FMIPA ITS melalui SNMPTN 2009. Penulis pernah aktif di LDJ Statistika FORSIS, Himpunan Mahasiswa Statistika (HIMASTA), dan LDK JMMI ITS. Penulis mengambil bidang kesehatan dengan bimbingan Dr. Purhadi M.Sc. Gemar mencoba hal baru, menyukai tantangan yang tidak biasa dilakukan. Penulis bisa dihubungi di +6281554131298 maupun via email dinar.ariana@gmail.com. *Karena segala kekuatan hanya milik Allah, manusia hanya bisa belajar dan memberikan usaha terbaiknya untuk menjemput takdirNYA. Maka berdoalah agar kehendakNYA sama dengan apa yang menjadi kehendak kita.* Semoga tulisan dalam buku ini memberi manfaat.